



UTVECKLINGSMÖJLIGHETER PÅ DEN FINSKA SKÖRDEFÖRSÄKRINGSMARKNADEN

Jonas.Lindeberg
Pro gradu avhandling
Helsingfors Universitet
Agrikultur – och forstvetenskapliga
fakulteten
Lantbruksekonomi
April 2020

Tiedekunta – Fakultet – Faculty Agrikultur- och forstvetenskapliga fakulteten		Koulutusohjelma – Utbildningsprogram – Degree Programme Magisterprogrammet i lantbruks-, miljö- och naturresursekonomi	
Tekijä – Författare – Author Jonas Erik Waldemar Lindeberg			
Työn nimi – Arbetets titel – Title Utvecklingsmöjligheter på den finska skörde försäkringsmarknaden			
Oppiaine/Opintosuunta – Läroämne/Studieinriktning – Subject/Study track Lantbruksekonomi			
Työn laji – Arbetets art – Level PRO-Gradu Magisteravhandling		Aika – Datum – Month and year April 2020	Sivumäärä – Sidoantal – Number of pages 47 sidor+bilagor
Tiivistelmä – Referat – Abstract <p>I Finland fungerade ett statligt skörde försäkringsprogram mellan åren 1976-2015. Programmet täckte majoriteten av odlingsgrödorna och samtliga lantbrukare deltog kostnadsfritt i programmet. Det var dock mycket ineffektivt och hela 60% av de finländska gårdarna hade aldrig erhållit ersättning ur programmet. Orsaken var att hela gårdens skörde förluster på samtliga grödor måste vara under en låg nivå för att redogöra för en ersättning. Detta var sällan verkligheten på gårdarna.</p> <p>Reformen i EU:s gemensamma jordbrukspolitik (CAP) år 2015 innebar bredare EU stöd för privata-statliga samarbeten på skörde försäkringsmarknaden. Som en följd av detta avslutades det statliga programmet i Finland i syfte att ge rum för privata försäkringsbolag på marknaden. Denna övergång skedde dock aldrig och idag är det enbart ett stort försäkringsbolag som erbjuder skörde försäkringar överhuvudtaget. Den totalt stagnerade marknaden för skörde försäkringar i Finland bör återupplivas, därav denna avhandling.</p> <p>Syftet med denna avhandling var att undersöka hur en indexskörde försäkring baserat på väderfenomenen nederbörds mängd samt medeltemperatur, skulle fungera i Finland. De statistiska sambanden mellan ovannämnda variabler och skördenivåerna på vårvete och korn granskades i syfte att undersöka ifall en tillräckligt stark korrelation förekommer mellan dem. En nederbörds försäkring simulerades även med en lämplig kalkylmodell.</p> <p>Materialet för regressionsanalysen samt korrelationstesten bestod av lokala skördenivåer och nederbörds mängder insamlade av Sydvästra skördekontrollföreningen, som är en medlemsförening i Nylands Svenska Lantbrukssällskap. Data gällande medeltemperaturen samt övrig nederbörds mängd härstammar från Meteorologiska institutets arkiv.</p> <p>Det förekom en medelmåttigt stark korrelation ($r = 0.52$) mellan vårvete och nederbörds mängd. Mellan kornskörden och nederbörds mängden var korrelationen inte signifikant och med ett $r = 0.29$. Medeltemperaturen var signifikant, medelmåttigt negativt korrelerad med både vårvete- och kornskördarna. Med vårvete var korrelationsvärdet $r = -0.496$ och med korn $r = -0.432$. Den negativa korrelationen lär bero på det faktum att heta växtperioder även fört med sig perioder av torka vilket påverkat skördenivåerna negativt. Resultaten från regressionsanalysen gav en förklaringsgrad på 0.468 vilket innebär att 46.8% av variationen i vårvetes skörden kan förklaras med nederbörds mängden och medeltemperaturen. Nederbörds mängden hade den största inverkan på skördenivån eftersom dess p värde var signifikant t.o.m. på en 1% signifikansnivå. Med en kalkylmodell simulerades en nederbördsindexförsäkring. Nederbördsdata från alla 15 NTM centraler i Finland undersöktes. Resultaten visar att det vore lönsamt för försäkringsbolagen eftersom utbetalningar inte sker varje år. Förekomsten av systemisk risk är dock närvarande och måste tas i beaktande i prissättningen. För försäkringstagaren vore det även lönsamt eftersom försäkringen ger utbetalningar i de fallen då torka påverkat skördenivåerna mycket negativt.</p> <p>Sammanfattningsvis kunde konstateras att eftersom en påvisad efterfråga för indexförsäkringar samt en korrelation mellan variablerna finns, skulle en sådan fungera. Det krävs mer forskning i vilka variabler som minimerar risken och korrelerar maximalt med skördenivåerna. Data på lokalt nivå behövs granskas eftersom hela landets medeltal nödvändigtvis inte korrelerar med enskilda gårdars.</p>			
Avainsanat – Nyckelord – Keywords Nederbörds mängd , indexförsäkring, skörde försäkring, moralisk risk, basis risk, gårds-specifik försäkring, systemisk risk, snedvridet urval, självrisk, skala, CAP			
Ohjaaja tai ohjaajat – Handledare – Supervisor or supervisors Professor John Sumelius			
Säilytyspaikka – Förvaringställe – Where deposited Helsingfors Universitet, Institutionen för ekonomi			

Innehållsförteckning

1	Inledning.....	4
1.1	Tidigare forskning	5
1.2	Forskningsfråga och inriktning.....	8
2	Referensram och teoretisk bakgrund.....	9
2.1	Teorin om förväntad nytta	9
2.1.1	Teorin om förväntad nytta och skördeförsäkringar i Finland.....	10
2.2	Moralisk risk och snedvridet urval	11
2.2.1	Basisrisk och naturlig hedging	12
2.2.2	Självrisk och skala	13
2.3	Gårds-specifik försäkring samt indexförsäkring för lantbrukare.....	13
3	Metoder och data	15
3.1	Meteorologiska institutets nederbördsmängder.....	15
3.1.1	Kalkylmodell för simuleringen.....	18
3.2	Sydvästra skördekontrollföreningen.....	19
3.3	Pearson's korrelationstest	20
3.4	Multipel regressionsanalys	23
4	Resultat.....	27
4.1	Korrelationsresultat	27
4.2	Simulering med meteorologiska institutets data.....	30
4.3	Resultaten från den multipla regressionsanalysen.....	35
5	Diskussion och slutsatser	39
5.1	Begränsningar med avhandlingen	43
5.2	Förslag till fortsatta studier.....	44
6	Tack.....	44
7	Källförteckning.....	45
8	Bilagor.....	47

1 Inledning

Den pågående klimatförändringen ökar variationen i skördenivåerna vilket resulterar i fluktuationer i lantbrukarnas inkomstnivåer. Temperaturförändringar kräver uppdateringar i förvaltningen av land- och vattenområden vilket påverkar lantbrukets produktivitetsnivå (Kurukulasuriya & Rosenthal 2013). Lantbruket måste anpassa sig till klimatförändringen (Howden et.al. 2007, Smit & Skinner 2002). Detta har ökat behovet av riskhantering hos lantbrukare och är en viktig aspekt för bevarandet av lönsamheten i branschen (Liesivaara & Myyrä 2015).

Finlands geografiska läge i norra Europa medför kallt klimat som ytterligare försvårar jordbrukandet (Liesivaara 2017). Den europeiska unionens gemensamma jordbrukspolitik (CAP) reform 2013 (EU2013) möjliggjorde lanseringen av stöd för odlare som köper skördeförsäkringar av privata försäkringsbolag. En fungerande skördeförsäkringsmarknad bör byggas kring ett samarbete mellan den statliga sektorn och försäkringsmarknaden (Liesivaara 2017). I Finland fungerade ett fullständigt statligt skött skördeförsäkringsprogram mellan åren 1976 - 2015 som samtliga lantbrukare fick ta del av utan extra kostnad. Detta var ineffektivt eftersom skördeförlusterna på hela gården måste överskrida en 30% självrisknivå (Myyrä & Pietola 2012) som majoriteten av odlarna befann sig över om, även under dåliga år. Det räckte inte med att vissa skiften eller odlingsgrödor gav nedsatt skörd, utan hela gårdens totala produktion måste vara under gränsen för skördeskada. Som en följd av denna stadga hade 60% av de finländska lantbrukarna aldrig kunnat ansöka efter ersättning från den statliga försäkringen medan de som gjorde det utnyttjades systemet och satsade inte tillräckligt på sitt lantbruk (Myyrä & Pietola 2012). I Finland övervägdes år 2016 ibruktagandet av ett så kallat PPP (public-private partnership) program där staten stöder enskilda odlare som försäkrar sina skördar genom privata försäkringsbolag. Detta förslag lades dock ner i hoppet om att problemen på marknaden för skördeförsäkringar skulle lösas självmant på den privata sektorn (Liesivaara 2017). Maaseudun tulevaisuus (2019) rapporterade den 21.10.2019 om det ofördelaktiga läget på skördeförsäkringsmarknaden i Finland. OP-Pohjola slutade erbjuda skördeförsäkringar överhuvudtaget pga. negativa lönsamhet som en följd av nedsatt efterfrågan och flera års förluster. Försäkringsbolaget LokalTapiola är för tillfället den ända privata aktören som erbjuder skördeförsäkringar till lantbrukare (MT 2019).

Indexförsäkringar är en försäkringsform som blivit populär på försäkringsmarknaden. Att försäkringen är bundet till ett utomstående index snarare än att vara individuellt och bundet till en gård, medför flera fördelar både för försäkringstagaren och -givaren. Liesivaara (2017) konstaterade i sin doktorsavhandling att finländska lantbrukare i hög grad är villiga att investera i skördeförsäkringar, samt att indexförsäkringar prefereras högre än gårdsspecifika individuella försäkringar bland odlarna. Indexförsäkringar som baserar sig på områdes-skördenivåer har studerats även i Finland. Liesivaara & Myyrä (2015) kom fram till att dessa inte effektivt kunde anpassas i landet eftersom korrelationen mellan områdes-skördarna och de individuella skördarna inte var tillräckligt stark. Indexförsäkringar baserat på övriga fenomen som väderförhållanden eller inkomstnivåer har inte studerats omfattande i Finland.

1.1 Tidigare forskning

Skördeförsäkringar är ett fenomen som internationellt studerats mycket och ansetts vara ett av de viktigaste tillvägagångssätten för riskhantering inom lantbruk (Enjolras et.al.2012) . I Finland förekommer även en del första klassig forskning i området men trots detta har situationen på skördeförsäkringsmarknaden i landet stagnerat.

Petri Liesivaaras undersökte i sin omfattande doktorsavhandling (2017) riskerna- och efterfrågan på skördeförsäkringar i Finland. Han forskade i lantbrukarnas preferenser och vilja att betala för försäkringar samt problematiken i prissättningen av försäkringsprodukterna och vilka faktorer som påverkar efterfrågan och utbudet på dessa försäkringar. Genom flera empiriska undersökningar föreslog han riktlinjer för hur ett statligt katastrofhjälps program kunde fungera samtidigt och tillsammans med skördeförsäkringar på den privata marknaden, för att bryta upp låsen som branschen idag befinner sig i.

Liesivaara (2017) kom bl.a. fram till att det förekommer en signifikant efterfrågan för skördeförsäkringar bland finländska lantbrukare tack vare de förhöjda riskerna som lantbrukare står inför. Den avgörande faktorn som påverkar efterfrågan på skördeförsäkringar är priset på dem. Faktorer som ålder, gårds-storlek, produktionsinriktning, förväntad avkastning av försäkringen och risk preferenser hade även en inverkan på efterfrågan. Ett statligt ingripande på försäkringsmarknaden spelar en betydande roll för dess funktionsnivå. Liesivaara (2017) konstaterade att en statlig gratis katastrofhjälp för odlare, sänker deras intresse att betala för privata skördeförsäkringar fastän de vore betydligt mer omfattande än den statliga

katastrofhjälpen. Enligt Liesivaaras (2017) omfattande empiriska undersökning föredrar lantbrukarna indexbaserade försäkringar före gårds-specifika försäkringskontrakt.

Liesivaara & Myyrä (2015) undersökte hur en indexbaserad skördeförsäkring där områdesskördar används som indexvariabel, skulle fungera i praktiken på den Finländska marknaden. Artikeln beskriver hur EU:s gemensamma jordbrukspolitik, CAP (Common Agriculture Policy) reformen år 2013 ledde till att det statliga skördeförsäkringsprogrammet i Finland lades ner. Artikelförfattarna undersöker korrelationen mellan områdes-skördar per ELY-central och individuella gårds specifika skördar i Finland med Pearsons korrelationstest. I artikeln presenteras även en kalkylmodell för uträknandet av ersättningsbehov i en indexförsäkring för områdes-skördar. Denna modell används modifierad även i denna avhandling för fastställandet av ersättning på basis av nederbördsmängder. De kom fram till ett korrelationsvärde på 0.38 mellan områdesskördarna och de individuella gårdsspecifika skördarna för vårvete och konstaterade att detta inte är tillräckligt stark för att en indexförsäkring baserad på områdesskördar skulle vara effektiv. Det konstaterade behovet för lantbrukare att skydda sig mot de förhöjda riskerna som branschen står inför, innebär att nya försäkringsprogram som baserar sig på ett samarbete mellan staten och de privata försäkringsbolagen bör upprättas. CAP-reformen 2015 möjliggör EU stöd för odlare som försäkrar sina skördar via privata försäkringsbolag. Detta måste tas i bruk även i Finland (Liesivaara & Myyrä 2015). Den systemiska risken som indexförsäkringar innebär är ett problem som även måste tas i beaktande.

Liesivaara, Meuwissen och Myyrä (2017) undersökte det statliga försäkringsprogrammet som användes i Finland mellan åren 1976 – 2015, samt hur ett nytt program som baserar sig på samarbete mellan staten och de privata försäkringsbolagen skulle fungera i Finland. En förflyttning till ett s.k. PPP (public private partnership) programmet skulle enligt artikelförfattarna innebära flera positiva aspekter. Det skulle b.l.a. resultera i ett märkbart försänkt medeltal- samt variation i budgeterade kostnader för staten, samt bibehållandet av övriga riskminimerings aktiviteter bland lantbrukare. De undersökte gårds-specifika försäkringskontrakt och kom fram till att de maximala förlusterna i ett PPP partnerskap är betydligt lägre än i det fullständigt statliga programmet som var praxis i Finland mellan åren 1976-2015. I Finland har dock inte ett PPP program tagits i bruk trots möjligheten till EU-stöd för försäkringstagare av skördeförsäkringar, som CAP reformen år 2015 innebar (EU 2013).

De påpekar även att mer forskning i indexförsäkringar på den finska marknaden krävs för att bedöma deras effektivitet i landet.

Myyrä & Pietola (2012) undersökte förekomsten av moralisk risk i det finländska statliga skördeförsäkringsprogrammet. Genom att använda en logit modell forskade de på gårdsnivå i vilka faktorer som orsakar de största skördeförlusterna. Resultaten av forskningen visat att hela 60% av gårdarna i undersökningen inte någonsin sökt ersättning ur det statliga försäkringsprogrammet som alla odlare i landet gratis är med i. Detta beror på att majoriteten av odlarna aldrig hade skördeförluster på sina totala grödor som överskred den 30% självrisk som är lagda på försäkringarna. Majoriteten av odlarna opererade på så pass höga nivåer ovanför gränserna för den statliga skördeförsäkringen att de inte ens under mycket dåliga år hade tillräckligt låga skördar för att kunna ansöka om ersättning från den. De kom även fram till att en gårds-specifik utvärderingen av skador är mycket kostsamt och trots detta inte medför ett enhetligt bättre resultat.

Barnett et.al (2005) utförde en mycket bred forskning som omfattade 69 838 st. lantbrukare i USA. De jämförde gårds specifika skördeförsäkringar med indexbaserade områdes-skördeförsäkringar och undersökte för och nackdelarna med bägge alternativen. Huvudmålet med studien var att undersöka ifall basisrisk utgör ett för omfattande hot för implementerandet av indexförsäkringar. De kom fram till att detta inte är fallet för det mesta utan att indexförsäkringar erbjuder samma nivå av riskhantering som gårds-specifika kontrakt gör.

Diaz-Caneja, M.B et.al (2009) forskade om lantbruksförsäkringar i EU och undersökte flera medlemsländers praxis gällande skördeförsäkringar. De kom fram till att den privata försäkringssektorn är underrepresenterad på hela Europas skördeförsäkringsmarknad, samt att förutom för icke systemisk risk som t.ex. hagelskurar, förlitas för mycket på statlig ineffektiv katastrofhjälp. De konstaterade vidare att indexförsäkringar har en fördel över katastrofhjälp eller andra sorters skördeförsäkringar och att dessa måste undersökas mera. Speciellt indexförsäkringar som använder väderfenomen som index bör ytterligare utredas.

1.2 Forskningsfråga och inriktning

På basis av den tidigare forskningen kommer denna avhandling att fokusera på studier i indexförsäkringar och dess faktorer. Mer specifikt kommer den att testa förverkligandet av en indexförsäkring inom lantbruk, baserad på nederbördsmängder. En modifierad version av Liesivaara & Myyräs (2015) modell för uträknandet av ersättning till försäkringstagaren i en indexförsäkring som baserar sig på områdes-skördar, fungera som en bas i denna avhandling. Genom den kan det fastläggas på basis av nederbördsmängderna per Meteorologiska institutets stationer ifall en utbetalning till försäkringstagaren bör ske samt dess storlek.

Utöver simuleringen med Liesivaara & Myyräs (2015) modell kommer sambandet mellan väderfenomenen nederbördsmängd och medeltemperatur samt skördemängderna vårvete och korn att granskas med Pearson's korrelationstest. Detta för att undersöka ifall det förekommer en signifikant- och tillräckligt stark korrelation mellan variablerna för att redogöra för de nämnda väderfenomenen som grunden för en indexförsäkring. Skördenivåerna samt nederbördsmängderna som används i denna del av forskningen kommer från Sydvästra skördekontrollföreningen som är en medlemsförening under Nylands svenska lantbrukssällskap (NSL) och får inte vidare användas utan specifikt lov av dem.

En multipel regressionsanalys kommer även att göras för att granska nederbördsmängden och medeltemperaturens påverkan på skördenivåerna.

Sammanfattningsvis kommer avhandlingen att svara på följande frågor:

1. Förekommer det en signifikant korrelation mellan skördenivåerna i vårvete och korn samt nederbördsmängd och medeltemperatur under växtperioden?
2. Kan väderfenomenen nederbördsmängd och/eller medeltemperatur användas som index i en indexskördeförsäkring för spannmål?
3. Vore användandet av nederbördsmängderna uppmätta på Meteorologiska institutets mätstationer, samt kalkylmodell i Figur 4, lönsamt för försäkringsbolagen i en indexförsäkring?

Situationen gällande skördeförsäkringar i Finland har varit ur balans sedan det statliga programmet lades ner år 2015 och meningen var att den privata marknaden och försäkringsbolagen skulle ta över istället. Ingen utveckling har dock skett och branschen har i

själva verket försämrats till den grad att det enbart förekommer en erbjudare av skörde försäkringar på den finländska marknaden. (Maaseudun tulevaisuus 2019). Därav är målsättningen i denna avhandling att granska den finländska situationen och undersöka nya tillvägagångssätt som eventuellt kunde föra nytt liv i branschen för skörde försäkringar för lantbrukare.

Avhandlingen är uppbyggd på följande vis:

Kapitel 2 framställer avhandlingens referensram och behandlar den mest väsentliga teorin kring lantbruks försäkringar och riskhantering.

Kapitel 3 beskriver materialet som används i denna studie samt metodiken på vilket sätt det behandlas i syfte att besvara forskningsfrågorna.

Kapitel 4 beskriver avhandlingens forskning samt återger resultaten av den och analyserar dem

Kapitel 5 sammanfattar och behandlar avhandlingens väsentliga resultat och begränsningar, samt rekommenderar fortsatt forskning.

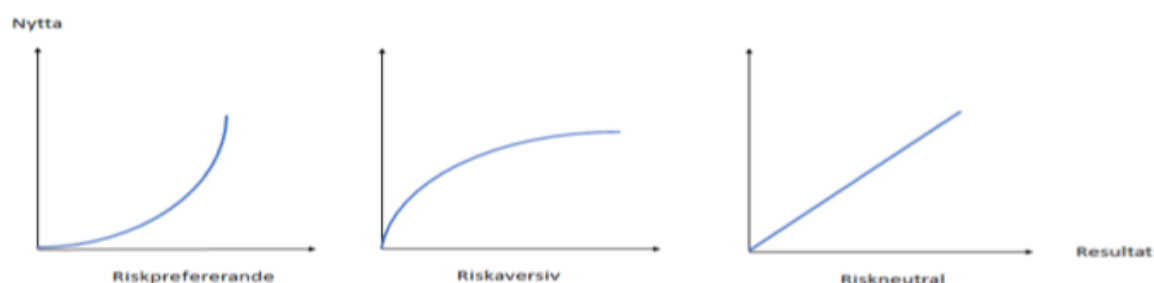
2 Referensram och teoretisk bakgrund

I denna del behandlas referensramen och för avhandlingen väsentlig teori.

2.1 Teorin om förväntad nytta

All teori om försäkringar som skydd mot systematisk och icke systematisk risk baserar sig på Von Neuman och Morgensterns teori (1944) om förväntad nytta (expected utility theory). För att förstå grunderna i varför individer vill undvika tagandet av överflödiga risker, genom att försäkra sig mot ett antal olika utfall måste man bekanta sig med denna teori (Goodwin & Smith 1995, Bengtson & Olsson 2019). Teorin om förväntad nytta utgår ifrån teoretiskt perfekta ekonomiska förhållanden där ingen asymmetrisk information förekommer, samt där riskerna och antalet möjliga utfall är fullständigt kända. Ifall man anpassar detta på lantbruk innebär det i praktiken att alla odlare är villiga att skydda sig mot risk till en viss punkt så länge deras förväntade nytta förblir konstant (Liesivaara 2017). Teorin utgår ifrån att individer fattar fullständigt rationella beslut i syfte att maximera sin nytta i varje situation under avtagande marginalnytta, utgående från sina egna absoluta preferenser. Grunderna för ekonomiskt rationellt tänkande baserar sig på principerna att varje individ föredrar maximal nytta, har absoluta preferenser som förblir konstanta, och alltid handlar oföränderligt utgående från dessa. Enligt teorin finns det följaktligen tre olika sorters individer (se figur 1): 1. Risk prefererare

som gärna tar risker eftersom det ev. möjliggör bättre resultat, 2. Risk neutrala som är indifferentia gentemot risk, och 3. Risk aversiva som undviker all risktagning (Neumann & Morgenstern 1944, Hardaker et.al 2015).



Figur 1. Tre olika riksprefenser hos individer (Bengtson & Olsson 2019).

2.1.1 Teorin om förväntad nytta och skördeförsäkringar i Finland

Marknaden för skördeförsäkringar i Finland uppfyller inte kraven på en perfekt ekonomi där riskerna och de olika utfallen är kända. Branschen präglas av problem som inte den privata sektorn ensam klarar av att lösa, utan som kräver ett statligt ingripande. Privata företag som erbjuder skördeförsäkringar klarar inte av att göra detta på ett lönsamt, heltäckande vis och således lider branschen av stora ineffektiviteter där utbud och efterfrågan inte möts (Liesivaara 2017). Överlag i världen är skördeförsäkringsmarknader förknippade med främst två problem som kräver statliga ingripanden: Systemisk risk och asymmetrisk information (Liesivaara 2017, Miranda & Glauber 1997). Systemisk risk innebär att två eller flera fenomen har en stark korrelation med varandra och således inte möjliggör riskreducering genom diversifiering. I fallet om skördeförsäkringar konkretiseras detta i.o.m. att väderfenomen ofta är liknande på stora områden och påverkar skördemängderna likadant. Denna positiva korrelation mellan skördemängderna resulterar i att försäkringsbolagen lider omfattande förluster under år då extrema väderfenomen har påverkat skördenivåerna negativt på stora områden, och stora ersättningar måste betalas ut till odlarna som köpt försäkringen. Detta gäller dock nödvändigtvis inte alltid i Finland tack vare de stora variationer i skördenivåer som förekommer i landet. Väderfenomen som extrem torka tenderar ändå ske relativt systemiskt i hela Finland, vilket framkommer senare i avhandlingen.

Asymmetrisk information inom skördeförsäkringar är ett resultat av informationsgap mellan försäkringstagaren och –givaren som ger upphov till moralisk risk (*eng. moral hazard*) och snedvridet urval (*eng. adverse selection*). Dessa bidrar till obalansen mellan utbudet och efterfrågan på försäkringar genom att höja försäkringspremierna för alla försäkringstagare. Moralisk risk och snedvridet urval är två av de mest väsentligaste problemen på den enorma skördeförsäkringsmarknaden i USA (Quiggin et.al 1993). Genom att föredra- och satsa på indexbaserade försäkringslösningar på skördemarknaden, kan dessa faktorer påverka försäkringspremierna minimeras.

2.2 Moralisk risk och snedvridet urval

Moralisk risk på marknaden för skördeförsäkringar uppstår eftersom försäkringstagaren dvs. odlaren själv till stor grad kan påverka sina skördemängder. Om han ändrar sina odlingsvanor efter att ha köpt en skördeförsäkring kan detta problem uppstå. Ifall han har en försäkring som tryggar inkomstkällan ifall skördenivån blir under en förutbestämd gräns på gården, kan det vara lockande att investera mindre kapital i t.ex. växtskydd, gödsel, kalkning eller dränering som skulle innebära en högre skördenivå. Det förekommer empiriskt bevis på att odlare som investerat i skördeförsäkringar har ändrat sina odlingsvanor efter det. En studie visar hur veteodlare spenderat mindre på gödsel efter att ha köpt en försäkring som tryggar dem en viss inkomstnivå (Mishra et.al 2005), samt hur odlare som är försäkrade satsar mindre på växtskydd och använder betydligt färre mängder bekämpningsmedel (Smith & Goodwin 1996). Moralisk risk är ett resultat av problemet med asymmetrisk information (Chambers 1989).

Detta är ett problem för försäkringsbolagen eftersom de beräknar med att de försäkrar odlaren utgående från dennes nuvarande odlingspraxis och inte en negativt förändrad sådan som innebär förluster för dem. Ifall varje odlare vidtar sådana åtgärder är det inte lönsamt för försäkringsbolaget att sälja dessa försäkringar överhuvudtaget. Moralisk risk förekommer enbart i de fall där försäkringen är gårdsspecifik eftersom den då är direkt bunden till faktorer som försäkringstagaren själv kan påverka t.ex. dennes skörd eller inkomstnivå (Myyrä 2019).

Snedvridet urval förekommer då försäkringsbolag inte kan urskilja på högrisk och lågrisk odlare bland försäkringstagarna. Problemet uppstår eftersom odlarna själva oftast har en bättre

insikt i sitt odlande än försäkringsbolaget, och kan utnyttja detta. Högrisk odlare är de första som köper försäkringen eftersom de får den största nyttan av dem (Makki & Somwaru 2001). Samtidigt löper de den största sannolikheten att lida skördeförluster. Denna kombination är katastrofal ur försäkringsbolagets synvinkel och det faktum att dessa odlare till en början är överrepresenterade bland köparna av försäkringarna, resulterar i att premierna för alla försäkringstagare höjs. Ifall detta fortgår länge kan det pressa priserna på försäkringarna så högt att inga säljs överhuvudtaget (Myyrä 2019). Ifall försäkringsbolagen hade samma kunskapsnivå om odlarna som de själva, kunde de identifiera odlare som löper större risk för skördeförluster och kräva högre försäkringspremium av enbart dessa. Detta är dock mycket svårt att förverkliga i praktiken, vilket resulterar i att odlare med högre risk för skördeförluster betalar för lite för sin försäkring medan odlare med lägre risk betalar för mycket. Att höja försäkringspremierna är inte den rätta lösningen eftersom odlare med lägre risk för skördeförluster kommer att sluta köpa försäkringar i en snabbare takt än vad de med högre risk kommer att göra det (Liesivaara 2017). För problemet om snedvridet urval gäller samma fakta som för moralisk fara, dvs. de gäller enbart då försäkringen är gårds-specifik och inte bunden till något annat. Ifall försäkringsbolaget vill undvika detta problem måste de utveckla och sälja indexbaserade försäkringar där varken snedvridet urval eller moralisk risk förekommer (Barnett et.al 2005).

2.2.1 Basisrisk och naturlig hedging

Basisrisk är det mest centrala problemet inom indexförsäkringar och förekommer då indexet som används som bas för försäkringen, inte korrelerar med den enskilda försäkringstagarens risk (Myyrä 2019). I detta fall innebär det att odlarens förlust i t.ex. skördemängd och/eller inkomst, inte kan förklaras med det underliggande indexet (t.ex. områdesmedelskörd) eftersom de inte korrelerar. Exempelvis situationen i Finland där inte medelskördarna på ett specifikt område alltid korrelerar med de enskilda gårdarnas skördar (Myyrä 2019). Skillnaden mellan den för indexförsäkringen användbara medelskörd, och skörden på den enskilda gården är basisrisken.

Naturlig hedging innebär kortfattat den negativa korrelationen mellan pris och utbud. Då skördenivåerna är generellt höga pressas priserna på odlingsväxterna neråt pga. det ökade

utbudet ifall efterfrågan hålls konstant. Det motsvarande gäller även dvs. då skördenivåerna ligger lågt och är låga pressas priserna uppåt pga. det minskade utbudet.

2.2.2 Självrisk och skala

En försäkring täcker alltid en viss procent av det försäkrades värde. Självrisken innebär hur stor del av skadan som försäkringstagaren själv måste stå för. Ifall täckningen (cover) på en försäkring är 70% måste försäkringstagaren själv betala 30% av värdet i fallet av en förlust. Försäkringens skala är en faktor inom indexförsäkringar som bestämmer till hur stor del av indexet som försäkringen är bunden till. Ifall skalan är 90% baseras priset och utbetalningarna för försäkringen till 90% av indexets realiserade värde (Liesivaara & Myyrä 2015). Försäkringstagaren kan ändra på skalan på sin indexförsäkring ifall han kan jämföra sitt enskilda värde med indexvärdet. Ifall han t.ex. tenderar ha en högre skörd än den medelskörd som används i indexet lönar det sig för honom att välja en så hög skala som möjligt (Liesivaara & Myyrä 2015).

2.3 Gårds-specifik försäkring samt indexförsäkring för lantbrukare

I praktiken delas försäkringarna för lantbruk in i två kategorier. De gårds-specifika kontrakten är bundna till gårdens eller odlarens egna prestationer som t.ex. skördemängd eller inkomstnivå. Dessa är mer exakta än indexbaserade försäkringar men kräver enskilda granskningar av försäkringsbolagen då odlaren rapporterat en skada eller utebliven inkomst. Ofta kräver situationen att granskaren beger sig fysiskt till gården för att utvärdera t.ex. skördeskadorna. Detta är tidskrävande och dyrt för försäkringsbolagen och inte effektivt i stor skala. (Myyrä 2019)

Det positiva med gårds-specifika försäkringar är att de inte löper risken för basis risk eftersom den inte baseras på ett index utan direkt på odlarens egna situation. De är även mycket exakta och kan modifieras utgående från varje försäkringstagares egna behov samt odlingshistorik.

Gårds-specifika skördeförsäkringar har dock överlag fler nackdelar än indexbaserade. Snedvridet urval och moralisk risk är problem som försäkringsbolagen måste ta i beaktande vid idkandet av dessa försäkringar. Snedvridet urval förekommer eftersom försäkringbolagen inte besitter samma kunskapsnivå om odlaren som han själv och således inte kan urskilja de

gårdar vars odlingspraxis resulterar i förhöjd risk för förlust. Odlare med högre risk för skördeförluster är även de första att köpa en gårds-specifik försäkring eftersom de har den största nyttan av dem, vilket leder till förluster för försäkringsbolagen. Moralisk risk förekommer då odlaren medvetet ändrar på sina odlingsvanor efter att ha köpt en gård-specifik försäkring som är bunden till gårdens egen prestationsnivå. I fallen med dessa försäkringar har odlaren själv inget incitativ att sträva till att minimera sina risker för skördeförluster. (Liesivaara & Myyrä 2015, Myyrä 2019, Barnett et.al. 2005)

Indexbaserade försäkringar är inte bundna till enskilda gårdars prestationsnivåer, utan till ett förutbestämt självständigt index. Indexvärdet jämförs med ett annat värde, ofta ett medeltal av tidigare års värden, för att räkna ut ifall ersättning till försäkringstagarna betalas ut. Indexet för försäkringen kan t.ex. basera sig på medeltals skördemängder inom ett specifikt geografiskt område, eller väderfenomen som nederbördsmängd samt effektiv värmesumma under odlingsperioden. Indexbaserade försäkringar är lätta och relativt billiga att upprätta. De är betydligt enklare att prissätta eftersom de inte kräver gårdsbesök eller utvärdering av enskilda skador. Genom att ändra på skalan på indexförsäkringen kan den ändå anpassas efter olika gårdsbehov (Myyrä 2019). Risken för tvister mellan försäkringstagaren och givaren är även lägre eftersom bägge parter på förhand är överens om vad försäkringen baserar sig på och ingendera kan påverka slutresultatet till sin fördel. Inga problem med moralisk risk eller snedvridet urval förekommer därmed inom indexbaserade försäkringar. Odlarens motivation att sträva till att minska riskerna på sin gård förblir även oförändrad i.o.m. det faktum att försäkringen inte är bunden till hans prestationsnivå.

Den största nackdelen med indexförsäkringar är risken för basisrisk. Detta uppstår ifall indexet som försäkringen är baserad på inte i tillräckligt stor grad kan förklara förlusterna på gården. Det är därför viktigt att korrelationsfaktorn mellan det som försäkras och indexet är tillräckligt hög. För försäkringsbolagen är systemisk risk ett ytterligare orosmoment inom indexförsäkringar. Detta eftersom förluster då ofta sker samtidigt och i stora skalor, vilket innebär stora utbetalningar och ev. förluster (Liesivaara & Myyrä 2015, Barnett et.al. 2005).

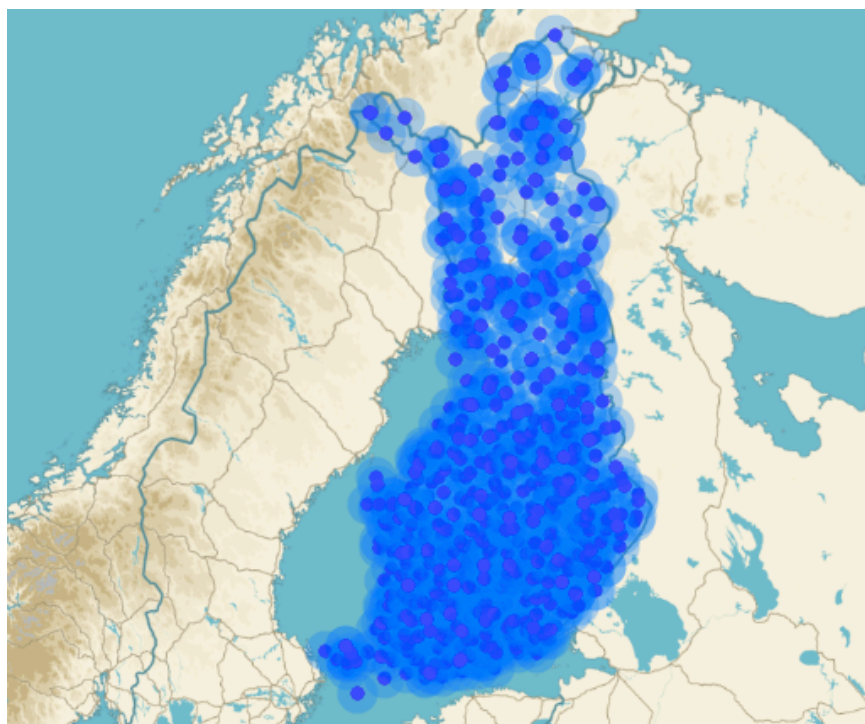
3 Metoder och data

Materialet i denna avhandling baserar sig på data från Nylands svenska lantbrukssällskaps Sydvästra skördekontrollförening (NSL2019), samt Meteorologiska institutet (2020).

3.1 Meteorologiska institutets nederbördsmängder

Informationen om nederbördsmängderna i Finland är tagna från Meteorologiska institutets arkiv (Meteorologiska institutet 2020) och används i denna avhandling för simuleringen av en indexförsäkring baserad på uppmätta nederbördsmängder under växtperioden maj-juli, och med hjälp av en kalkylmodell. Detta för att ta reda på ifall ett sådant tillvägagångssätt vore lönsamt för privata försäkringsbolag i bildandet av en indexbaserad skördeförsäkring.

Meteorologiska institutets arkiv låter åskådaren välja vilka väderfenomen som hen önskar studera samt under vilken tidsperiod och framställer detta på en karta över Finland där alla mätstationer som har denna (eller delvis denna) information visas (se figur 2).



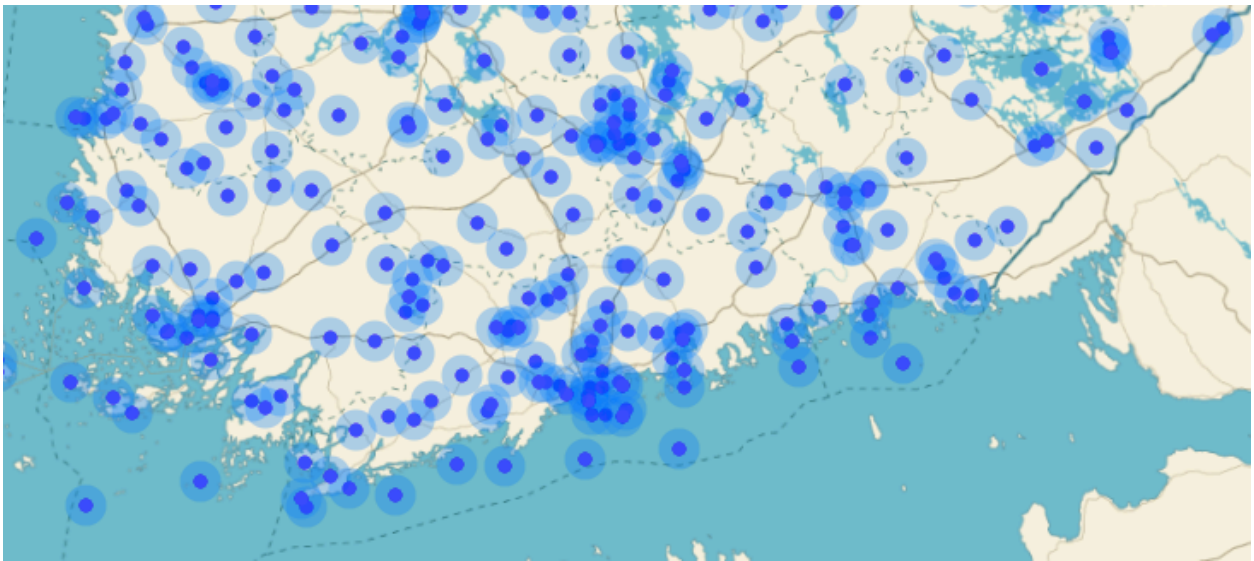
Figur 2. Karta över meteorologiska institutets väderstationer som anger nederbördsmängd åren 1990-2018 (Meteorologiska institutet 2020).

Detaljerade månatliga observationer finns t.om. från år 1961, dock förekommer det luckor i observationer på specifika databaser, speciellt innan året 1990. Bland de mest aktiva

stationerna i Nyland kan nämnas bl.a Lojo Porla, Helsingfors Kaisaniemi och flygstationer, Vihtis Maasoja och Ingå Bågaskär som alla har månatlig information om bl.a. nederbördsmängder och medeltemperaturer sedan 1962 tills idag (Meteorologiska institutet 2020). I denna avhandling granskas nederbördsmängderna under växtperioden (maj-juli) i syfte att undersöka ifall de har en signifikant påverkan på skördenivåerna av vårvede och korn (både malkorn och foderkorn) och således kunde användas som bas för en indexförsäkring.

Tabell 1. H:fors Vanda flygstations nederbördssumma i mm under växtperioden mellan åren 1990-2018.

År	Maj	Juni	Juli	Maj-Juli	Juni-Juli
1990	35,7	19,7	109,3	164,7	129
1991	40,9	65	22,6	128,5	87,6
1992	15,9	16,9	31	63,8	47,9
1993	4,6	38,8	135,9	179,3	174,7
1994	48,8	56,7	1,8	107,3	58,5
1995	65,7	30,7	27,7	124,1	58,4
1996	67,9	58,2	123,7	249,8	181,9
1997	17,3	44	12,2	73,5	56,2
1998	38,2	102,1	94	234,3	196,1
1999	7,1	23,9	59,4	90,4	83,3
2000	33,2	76	74,4	183,6	150,4
2001	14,8	86,6	58,8	160,2	145,4
2002	18	67,8	39	124,8	106,8
2003	68,9	47,2	22,6	138,7	69,8
2004	32,7	81,5	176,7	290,9	258,2
2005	66,9	72	49,7	188,6	121,7
2006	41,6	20	3,4	65	23,4
2007	68,3	42,4	55,5	166,2	97,9
2008	8,6	85,3	15,6	109,5	100,9
2009	44,8	74,9	130,7	250,4	205,6
2010	58,5	32,6	49,4	140,5	82
2011	26,5	48,8	55,8	131,1	104,6
2012	65,3	87,5	53,6	206,4	141,1
2013	33,1	32,1	34,5	99,7	66,6
2014	64,2	72,2	12,8	149,2	85
2015	39,8	88,7	74,8	203,3	163,5
2016	7,9	140,4	62,4	210,7	202,8
2017	14,1	80,5	34,5	129,1	115
2018	8,2	40,3	44,2	92,7	84,5



Figur 3. Karta över väderstationer i södra Finland (Meteorologiska institutet 2020).

Tidsbegränsningen 1990-2018 i denna avhandling beror på det faktum att det emellertid på vissa stationer förekommer luckor i databasen före år 1990.

I avhandlingen kommer nederbördsmängderna i de 15 olika ELY centralerna i Finland att jämföras med varandra. Genom att räkna ut ett medeltal per station på 29 år (1990-2018) kan kritiska nederbördsmängder räknas ut och utbetalningar till de försäkrade odlarna bestämmas med hjälp av en modifierad version av Liesivaara & Myyräs (2015) modell. Genom att granska vilka år som hade inneburit utbetalningar fås en uppfattning om riskerna för försäkringsbolagen. Meteorologiska institutet har 458 st. fungerande observationsstationer runt om landet i Finlands 15 ELY områden (Meteorologiska institutet 2020). Utöver detta har de flera hundra som fungerat tidigare eller bara mäter väderfenomen vissa delar av året. Figur 3 kartlägger de fungerande stationerna i södra Finland och Nyland år 2020 där nederbördsmängderna samt medeltemperaturen uppmäts månatligen.

3.1.1 Kalkylmodell för simuleringen

Liesivaara et al. (2017) använde följande modell för uträkandet av ersättning I per gröda c under år t i en gårdsspecifik skördenivåförsäkring.

$$I_{ct}(\delta_{ct}) = \sum_{m=1}^n p_{ct} \max[0, (\delta_{ct} \bar{y}_{ctm} - y_{ctm})]$$

Där δ är skalan på försäkringen, p är ett förutbestämt pris, och \bar{y} är en medelskörd som används som referensvärde, och y är gårdens realiserade skörd under det specifika året.

Liesivaara & Myyrä (2015) använde en anpassad version av denna modell för uträkandet av ersättning för försäkringstagaren i en indexbaserad områdes-skördeförsäkring. Denna modell har i denna avhandling modifierats till att inkludera uppmätta nederbördsmängder under växperioden maj-juli.

Figur 4. Kalkylmodell

Modellen som används i denna avhandling ser ut enligt följande:

$$U = s \{(1 - c) \times r - e\} p$$

Där,

U = Utbetalning per hektar per försäkringsperiod

s = skalan på försäkringen

c = självrisk

r = referensvärde (medelnederbördsmängd)

e = realiserat värde (realiserad nederbördsmängd)

p = förutbestämt pris

Om den realiserade nederbördsmängden i maj-juli faller under referensvärdet (medeltalet) multiplicerat med $1 -$ självriskprocenten, betalas ersättning ut enligt ett förutbestämt pris. Det räcker med andra ord inte med att den realiserade nederbördsmängden enbart är mindre än medeltalet för att en utbetalning ur försäkringen sker.

Kalkylexempel: En lantbrukare som odlar vårvete har köpt en nederbördförsäkring med skalan 100%. Han har valt en självrisk på 30% som gör att han kan få stöd för sin försäkring enligt

CAP reformen 2015 (EU2013). Sommaren har varit torr och den nederbördsstation som han på basis av gårdens geografiska läge är bunden till har uppmätt en nederbördsmängd i växtperioden maj – juli på enbart 80 mm. Det 10 åriga medeltalet för uppmätt nederbördsmängd under växtperioden maj-juli under de senaste 10 åren på denna specifika mätstation är 171,95 mm.

Enligt modellen är betalningsfaktorn per odlad hektar för lantbrukaren följande:

$$U = 1.0 \{0.7 \times 171.95 - 80\}p$$

$$U = 40,365p$$

Odlaren blir ersatt för den förlust i skördemängd som den uteblivna nederbörden under växtperioden orsakat. Ifall det förutbestämda priset var 12€ blir han ersatt $40,365 \times 12 = 484,38€$ per odlad hektar vårvete.

3.2 Sydvästra skördekontrollföreningen

Sydvästra skördekontrollföreningen är en medlemsförening i Nylands Svenska Lantbrukssällskap (NSL). Föreningen samt dess arkiv är beläget på NSL:s kontor på Elisabetsgatan 21 B 8 i Helsingfors. Varje medlems gård anger årligen mycket detaljerade produktionskalkyler och skördemängder för alla odlade grödor. Dessa sammanfattas och publiceras i en utgåva som utges enbart till medlemmarna i slutet av varje år. Varje gård har ett eget gårdssignum som den identifieras med. I den årliga utgåvan finns sammanfatta utöver de individuella gårdarnas skördemängder, även medeltal för varje gröda samt nederbördsmängder uppmätta på föreningens egna mätstationer på diverse orter runtom Nyland.

Data från Sydvästra skördekontrollföreningen används i denna avhandling för granskandet av samband mellan väderfenomenen nederbördsmängd och medeltemperatur, samt skördemängder vårvete och korn (både malt- och foderkorn). Detta för att undersöka ifall det förekommer en tillräckligt stark korrelation mellan variablerna för att redogöra för utvecklandet av en indexskördeförsäkring baserat på dem.

I denna avhandling kommer ingen personlig information att publiceras. Den gårdsspecifika information som används och analyseras görs så anonymt. Inga gårdssignum- eller namn nämns i texten. Data kommer att analyseras på både gårdsspecifik nivå samt medeltalsnivå. Korrelationer på data ur Sydvästra skördekontrollföreningen kommer att räknas ut mellan följande variabler: medelskördar på vårvete och korn mellan åren 1990-2018, och medeltals nederbördsmängder i maj-juli under samma tidsperiod. Nederbördsmängderna är uppmätta av föreningen själv på diverse medlemsgårdar runt Nyland. Medelskördar på vårvete och korn mellan åren 1990-2018, och uppmätt medeltemperatur i maj-juli under samma tidsperiod. Medeltemperaturen är uppmätta av Meteorologiska institutet (Meteorologiska institutet 2020). De enskilda medlemsgårdarnas skördar och föreningens medelskördar mellan åren 1990-2018. Detta för att undersöka ifall medelskördarna kan användas för att dra slutsatser på gårdsnivå. Korrelationen mellan nederbördsmängderna och medeltemperaturen kommer även att undersökas.

Data från sydvästra skördekontrollföreningen får inte vidare användas av utomstående utan specifikt lov av Nylands Svenska Lantbrukssällskap.

3.3 Pearson's korrelationstest

I denna avhandling kommer Pearsons korrelationstest att användas frekvent i granskandet av samband mellan variabler i en väderindexförsäkring. Pearsons korrelationstest anger ifall det förekommer ett lineärt samband mellan två variabler X och Y, samt ifall sambandet är av signifikant styrka (Weaver et.al 2017). Korrelationstestet anger två värden, ett p -värde samt ett r -värde. p -värdet anger ifall det förekommer ett statistiskt signifikant samband mellan variablerna X och Y enligt följande:

$p \leq 0.05$ (Statistiskt signifikant samband)

$p \geq 0.05$ (INTE statistiskt signifikant samband)

på basis av p -värdet kan man förhålla sig till följande hypoteser angående sambandet mellan variablerna:

H0 : Det förekommer ingen korrelation mellan variablerna X och Y.

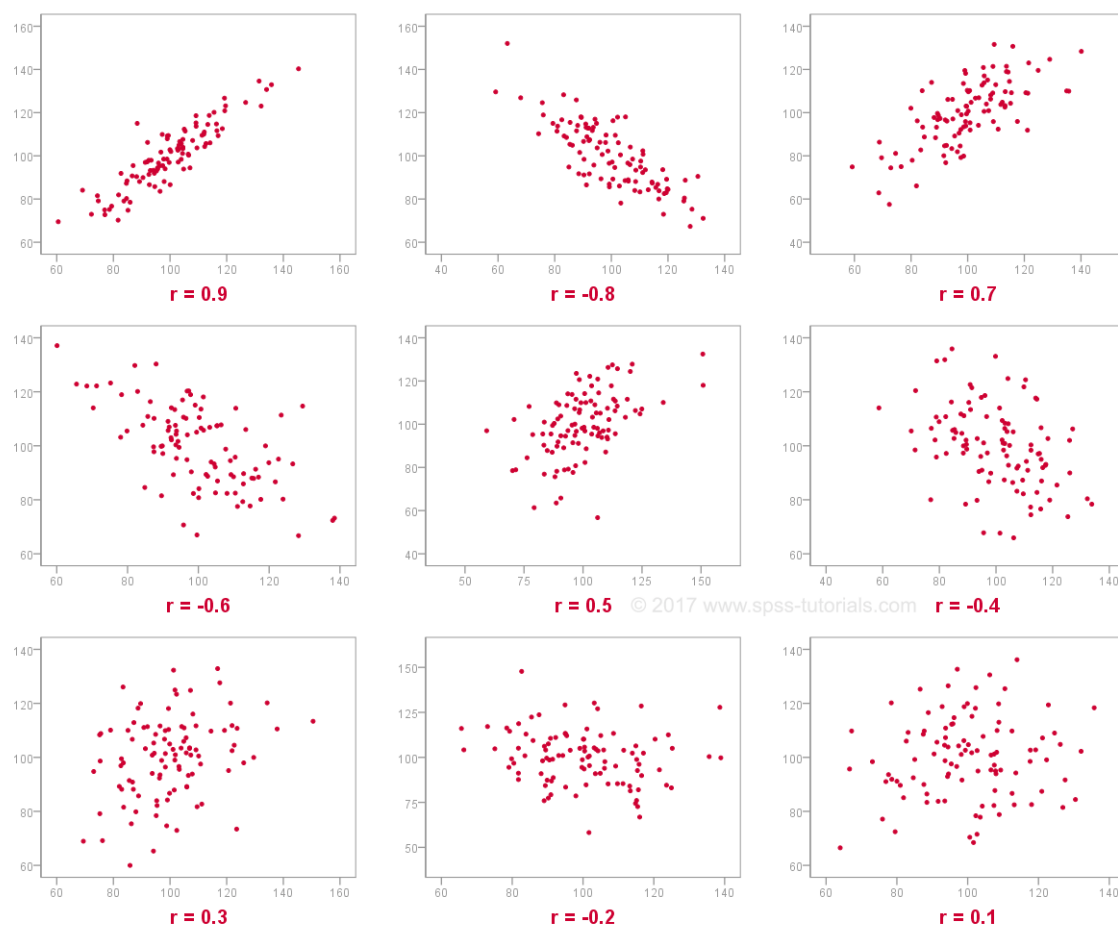
H1 : Variablerna X och Y korrelerar med varandra.

Ifall $p \leq 0.05$ finns det ett signifikant samband mellan variablerna och noll hypotesen (**H0**) kan förkastas i favör för den alternativa hypotesen **H1** som anger att det förekommer en korrelation mellan dem.

Ifall $p \geq 0.05$ finns det **inget** signifikant samband mellan variablerna och noll hypotesen (**H0**) kan inte förkastas.

r -värdet är själva korrelationsvärdet och anger hur stark korrelationen mellan variablerna X och Y är. Detta görs först efter att ett signifikant samband mellan variablerna har konstaterats. Åsikterna om vilket r värde som kan anses som signifikant varierar bland vetenskapen. Ett r -värde på 1.0 innebär att variablerna är fullständigt linjärt positivt korrelerade och rör sig i exakt samma riktning uppåt. Ett r -värde på -1.0 innebär det motsatta dvs. en fullständigt negativ linjär korrelation. Ett r -värde på 0 innebär att variablerna inte har något linjärt samband sinsemellan överhuvudtaget. r -värdet kan inte vara högre än 1.0 och inte lägre än -1.0. Figur 5 visualiserar olika korrelationsvärden i ett sambandsdiagram.

PEARSON CORRELATION (r) VISUALIZED AS SCATTERPLOT



Figur 5. Visualisering av diverse Pearson's korrelationsvärden r . (SPSS tutorials 2020)

Evans (1996) föreslår följande skala för tolkandet av styrkan på en positiv korrelation på basis av r -värdet i Pearson's korrelationstest, de gäller även för negativ korrelation:

0.00 - 0.19= mycket svag korrelation
0.20 - 0.39 = svag korrelation
0.4 - 0.59 = medelmåttig korrelation
0.6 – 0.79 = stark korrelation
0.80 - 1.00 = mycket stark korrelation

I denna avhandling kommer ett antal korrelationstest att göras. Data från sydvästra skördekontrollföreningen i NSL och Meteorologiska institutet kommer att jämföras både på medeltalsnivå samt gårdsspecifikt.

3.4 Multipel regressionsanalys

En av metoderna som används för att klargöra sambandet mellan skördenivå, nederbörds mängd och medeltemperatur i växtperioden maj-juli mellan åren 1990-2018 är den multipla regressionsanalysen. Linjär regressionsanalys är ett ekonometriskt verktyg som används för att undersöka ifall det förekommer ett statistiskt samband mellan en beroende variabel Y och en eller flera oberoende, förklarande variabler X. Modelleringen kan användas t.ex. för att förutspå framtida värden för Y.

Multipel regressionsanalys innebär att man använder två eller flera oberoende variabler X för att förklara Y. Den multipla regressionsmodellen ser ut på följande vis:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_k x_{ki} + \varepsilon_i$$

Där, Y_i utgör den beroende responsvariabeln, β_0 den konstanta koefficienten som redogör för punkten där regressionslinjen skär y axeln, x_{ki} förklarande oberoende variabler och, β_k de oberoende variablernas koefficient. ε_i är feltermen i modellen. (Pindyck & Rubinfeld 1981)

I den multipla regressionsanalysen används den sk. minsta kvadratmetoden OLS (*Ordinary least squares*) mycket. I den strävar man till att välja en modell som minimera summan av de kvadrerade feltermerna (Pindyck & Rubinfeld 1981). Den matematiska definitionen för OLS som minimerar ESS ser ut enligt följande:

$$ESS = \sum \hat{\varepsilon}_i^2 = \sum (Y_i - \hat{Y}_i)^2$$

Där följande ekvation anger estimerade värden av Y:

$$\hat{Y}_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_{1i} + \hat{\beta}_k X_{ki}$$

$$\hat{\beta}_0 = \bar{Y} - \hat{\beta}_1 \bar{X}_1 - \hat{\beta}_k \bar{X}_{ki}$$

Där:

$$\bar{X}_1 = \sum X_{1i} / N$$

$$\bar{X}_k = \sum X_{ki} / N$$

I nedanstående ekvationer granskas hur mycket den beroende variabeln Y ändras då den oberoende variabeln x_1 (x_k) ändras. De övriga variablerna (x_{ki} respektive x_{kii}) förblir konstanta. Koefficienten β_1 anger storleken på förändringen i Y (Pindyck & Rubinfeld 1981).

$$\hat{\beta}_1 = \frac{(\sum x_{1i}y_i)(\sum x_{ki}^2) - (\sum x_{ki}y_i)(\sum x_{1i}x_{ki})}{(\sum x_{1i}^2)(\sum x_{ki}^2) - (\sum x_{1i}x_{ki})^2}$$

$$\hat{\beta}_k = \frac{(\sum x_{ki}y_i)(\sum x_{kii}^2) - (\sum x_{kii}y_i)(\sum x_{ki}x_{kii})}{(\sum x_{ki}^2)(\sum x_{kii}^2) - (\sum x_{ki}x_{kii})^2}$$

Feltermen är differensen mellan det observerade värdet och det förväntade värdet på den beroende variabeln. Det förväntade värdet definieras matematiskt enligt följande (Wooldridge 2017):

$$\hat{y}_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \dots + \beta_k x_{ki}$$

Var observation har en residual som för observation i definieras enligt följande:

$$\hat{e}_i = y_i - \hat{y}_i$$

Följande antaganden bör gälla för att upprättningen av en multipel regressionsanalys skall vara motiverad (Pindyck & Rubinfeld 1998, Wooldridge 2017) :

1. Relationen mellan Y och X bör vara av linjär karaktär.
2. De oberoende variablerna X är icke stokastiska och det förekommer således inga linjära samband mellan de förklarande, oberoende variablerna. (ingen multikollinearitet)
3. Opartiskhet. Dvs. att det förväntade värdet för feltermen på samtliga observationer är noll.
4. Ingen heteroskedasticitet får förekomma. Feltermens varians är konstant för samtliga observationer.
5. Ingen autokorrelation. De olika observationernas feltermar är oberoende varandra och korrelerar inte.

6. Feltermen är normalfördelad.

Determinationskoefficienten och förklaringsgraden R^2 används för att granska hur väl regressionsmodellen motsvarar verkligheten. Dvs. hur mycket av variationen i variabel Y som kan förklaras med X variablerna. Förklaringsgraden antar ett värde mellan 0 och 1 där 0 indikerar att X variablerna inte kan förklara variationen i Y, medan ett värde på 1 innebär att all variation i Y beror på variablerna X. Antalet oberoende X variabler som används i regressionsanalysen kan påverka R^2 värdet avsevärt. Ju fler X variabler som används desto högre tenderar förklaringsgraden bli (Pindyck & Rubinfeld 1981). R^2 förklaringsgradens matematiska ekvation se ut enligt följande :

$$R^2 = \frac{RSS}{TSS} = \frac{\sum(\hat{Y}_i - \bar{Y})^2}{\sum(Y_i - \bar{Y})^2} = 1 - \frac{\sum \hat{\varepsilon}_i^2}{\sum(Y_i - \bar{Y})^2}$$

Förekomsten av Heteroskedasticitet kan undersökas på flera sätt. I denna avhandling har Breusch-Pagan, och Whites test tillämpats. Heteroskedasticitet förekommer då variansen i feltermen inte är tillräckligt konstant.

Breusch-Pagan test för heteroskedasticitet kan utföras på följande vis (Gujarati 2011) :

1. Gör den multipla regressionen enligt den minsta kvadratmetoden OLS, och framställ dess residualer i kvadrat (e_i^2).
2. Tillämpa regressionen: $e_i^2 = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_k x_{ki} + \varepsilon_i$
Där e_i^2 är den beroende Y variabeln, medan X variablerna förblir oförändrade. Idén är att granska residualen i kvadrats relation till någon av X variablerna eftersom det kan betyda ifall heteroskedasticitet förekommer i datat.
3. Noll hypotesen i detta fall är att variansen i feltermerna är homoskedastisk medan alternativet är att de är heteroskedastiska.
4. P-värdet för F avgör signifikansnivån. Om värdet är statistiskt signifikant kan nollhypotesen om homoscedasticitet förkastas, och man kan anta att heteroskedasticitet förekommer i data. Om värdet inte är signifikant kan nollhypotesen inte förkastas och man kan anta att det inte förekommer heteroskedasticitet i datat och att feltermen är korrekt samt att modellen som använts är okej.

För att vara säker på att det inte förekommer heteroskedasticitet i feltermen är det skäl att utföra ytterligare ett test. Till detta är Abridged-Whites test en möjlighet (Gujarati 2011).

Whites test för heteroskedasticitet kan utföras på följande vis (Gujarati 2011) :

1. Gör den multipla regressionen enligt den minsta kvadratmetoden OLS, och framställ dess residualer i kvadrat (e_i^2), de beräknade värden för den beroende Y variabeln, samt dessa beräknade värden i kvadrat.
2. Tillämpa en regressionsmodell där e_i^2 är Y variabeln och X variablerna utgörs av de beräknade värden för Y, samt de beräknade värden i kvadrat.
3. Noll hypotesen är den samma som i Breusch-Pagan testet, dvs. homoscedasticitet.
4. Om p-värdet för F är signifikant kan nollhypotesen om homoscedasticitet förkastas, och man kan anta att heteroskedasticitet förekommer i data. Om värdet inte är signifikant kan nollhypotesen inte förkastas och man kan anta att det inte förekommer heteroskedasticitet i datat och att feltermen är korrekt samt att modellen som använts är okej.

Dessa test säger enbart ifall heteroskedasticitet förekommer i datat, men inte hur man skall förhålla sig till det eller eliminera det.

Det bör även testas att det inte förekommer multikollinearitet i regressionen, dvs. att det inte förekommer något linjärt samband mellan någon av de oberoende variablerna X. För detta ändamål kan göras ett VIF (variance inflation factor) test. Ifall VIF värdet ligger mellan 1 och 10 kan slutsatsen dras att det inte förekommer multikollinearitet. Om värdet är över 10 lider modellen av multikollinearitet (Wooldridge 2017). VIF ekvationen kan formuleras på följande vis (Sumelius 2018):

$$VIF(\hat{\beta}_i) = \frac{\sigma^2}{(1 - R^2) \sum (X_i - \bar{X})^2}$$

Förekomsten av autokorrelation kan granskas med ett Durbin Watson test samt ytterligare med ett starkare Breusch-Godfrey LM test. Durbin Watson testet ser ut enligt följande:

$$DW d = \frac{\sum_{t=2}^T (\hat{\varepsilon}_t - \hat{\varepsilon}_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2}$$

DW testets värde ligger alltid mellan 0 och 4. Ett värde på 2 är neutralt och indikerar att det inte förekommer någon autokorrelation. Om värdet är 4 eller nära kan antas förekomsten av stark negativ autokorrelation. Motsvarande förekommer stark positiv autokorrelation om värdet är 0 (Pindyck & Rubinfeld 1998) Durbin-Watson värdet bör även granskas utgående från en tabell där kan man avläsa om det funna värdet är signifikant på 1% eller 5% nivå (Evans 2010).

4 Resultat

4.1 Korrelationsresultat

Data från sydvästra skördekontrollföreningen (NSL 2019) granskades med flertal enskilda korrelationstest samt med en multipel regressionsanalys. I detta kapitel redogörs för resultaten från korrelationstesten.

Nederbördsmängden i växtperioden hade varierande korrelationsvärden med de övriga variablerna. Med vårveteskorden var koefficienten 0.520 vilket är en korrelation på 52%. Enligt Evans (1996) skala är detta en medelmåttig stark positiv korrelation. Gränsen för en stark korrelation är enligt Evans (1996) ett r-korrelationsvärde på 0.6. p-värdet är enligt analysen 0.004 vilket är under 0.01 och 0.05 och bevisar att det förekommer ett signifikant samband mellan variablerna nederbördsmängd och skördemängden vårvete på både 1% och 5% signifikansnivå. Mellan nederbördsmängden och kornskörden var korrelationen 29%, vilket enligt Evans (1996) tabell kan klassas som svag korrelation. Detta indikerar att korn är mindre känsligt för torka under växtperioden än vårvete. p värdet med kornskörden var dock 0.129 vilket varken är signifikant på 1% eller 5% signifikansnivåerna. Detta betyder att vi inte kan dra slutsatsen att det förekommer ett statistiskt signifikant samband mellan nederbördsmängden och medelskörd korn i vårt data.

Medeltemperaturen hade en medelmåttigt stark negativ korrelation med samtliga övriga variabler. Till medelskörden korn var den -43,2% och till vårvete -49,6%. Korrelationen mellan medeltemperaturen och nederbördsmängden var även negativ på -55,9%. Denna negativa korrelation lär bero på det faktum att då medeltemperaturen i växtperioden höjts har det även för med sig torka och utebliven nederbörd vilket har påverkat skördenivåerna negativt. Som slutsats av detta kan dras att torra och heta år är de som påverkar skördenivåerna värst. p värdet mellan medeltemperaturen och de övriga variablerna varierar även. Med vårveteskorden och

medeltemperaturen är p-värdena 0,006 respektive 0,002 vilket är signifikant på både en 1% och 5% signifikansnivå. Med kornskörden är det dock enbart signifikant på 5% nivån eftersom det funna värdet 0,019 är just över gränsen för det kritiska värdet på 1% nivån.

Liesivaara & Myyrä (2015) granskade korrelationen mellan områdesmedelskörden och individuella skörden, även de i syftet att hitta en variabel som kunde fungera som indexet i en indexskördeförsäkring. De kom fram till ett medeltals korrelationsvärde på 0,38 mellan områdes- och individuella veteskörden, och konstaterade att det värdet är för lågt för att basera en indexförsäkring på. Det kan spekuleras ifall vårt funna korrelationsvärde på 0,52 eventuellt är tillräckligt högt för att redogöra för en indexförsäkring baserat på nederbördsmängd. Ifall det inte finns ett tillräckligt starkt samband mellan indexvariabeln och den enskilda försäkringstagarens risk förekommer det basisrisk. Detta innebär att skördeförlusterna inte kan förklaras med indexet som skördeförsäkringen är baserad på. Således är den ineffektiv och oattraktiv för lantbrukare som vill försäkra sin skörd med en indexförsäkring.

Tabell 2. Pearsons korrelationsvärden r , mellan vårvete, korn och medelnederbördsmängd samt medeltemperatur i maj-juli mellan åren 1990-2018.

		Correlations			
		Medeltemperatur	Korn medelskörd	Vårvete medelskörd	Nederbörds mängd i maj-juli
Medeltemperatur i maj-juli	Pearson Correlation	1	-,432*	-,496**	-,559**
	Sig. (2-tailed)		,019	,006	,002
	N	29	29	29	29
Korn medelskörd	Pearson Correlation	-,432*	1	,758**	,290
	Sig. (2-tailed)	,019		,000	,127
	N	29	29	29	29
Vårvete medelskörd	Pearson Correlation	-,496**	,758**	1	,520**
	Sig. (2-tailed)	,006	,000		,004
	N	29	29	29	29
Nederbördsmängd i maj-juli	Pearson Correlation	-,559**	,290	,520**	1
	Sig. (2-tailed)	,002	,127	,004	
	N	29	29	29	29

*. Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed).

**. Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

Vi testade även sambandet mellan medelskörden i Sydvästra skördekontrollföreningen och de individuella medlemsgårdarnas skörden för att kontrollera att medeltala skördarna representerar

verkligheten. Detta gjordes genom att slumpmässigt välja 4 medlemsgårdar på olika, utspridda geografiska lägen i Nyland och sammanfatta var och ens individuella årliga skördenivå mellan åren 1990 – 2018. Därefter jämfördes dessa individuella värden med medelskörden för hela föreningen. Korrelationsvärdena är sammanfattade i tabell 3 nedan och samtliga indikerar på ett stark positiv korrelation till medelskörden (Evans 1996). Således kan antas att medelskörden representerar den verkliga situationen på medlemsgårdarna väl.

Tabell 3. Pearsons korrelationsvärde r mellan individuella skördar och medelskördar åren 1990-2018.

	Medel veteskörd sydvästra skördekontrollföreningen
Individuell veteskörd 1	0,904
Individuell veteskörd 2	0,618
Individuell veteskörd 3	0,753
Individuell veteskörd 4	0,885

Tabell 4 nedan sammanfattar det data som användes för upprättandet av korrelationstesten. Som kan tydas ur tabellen har det under de åren då medelskördarna hos bägge grödor varit betydligt under medeltalet för hela perioden, även ofta regnat extremt lite. Som exempel kan tas år 2018 då medelskördarna för vårvete och korn i föreningen var 2777 kg/ha respektive 3492 kg/ha. Under växtperioden maj-juli 2018 var den sammanlagda nederbördsmängden 94,5 mm, vilket är ca. 44% mindre än medeltalet. År 1999 och 1992 nådde varken vårvete- eller kornskörden upp till 3000 kg/ha och nederbördsmängderna under dessa år var 74,1mm respektive 80mm vilket är 56,1% respektive 52,5% under medeltalet. Sambandet mellan nederbörd och skördenivå är tydligare i dessa sammanhang.

Tabell 4. Medeltals skörde- och nederbördsmängder i NSL medlemsföreningen sydvästra skördekontrollföreningen.

År	Vårvete kg/ha	Korn kg/ha	mm.nederbörd	medeltemp.c*
2018	2777	3492	94,5	50,5
2017	5259	5242	128,4	39,4
2016	4610	4178	206,8	46,4
2015	5000	4000	230,5	38,2
2014	4973	4923	161,3	43,7
2013	4732	4565	91,8	47,9
2012	4624	4002	248,1	41,5
2011	4597	4053	190,2	47,1
2010	3914	3278	150,8	47,6
2009	4900	4300	217,1	41,7
2008	4211	4312	130,3	42,3
2007	5084	4177	237,8	43,1
2006	3874	3735	57	45,8
2005	4910	4349	191,1	43,6
2004	4488	4474	322,9	39,8
2003	4133	4019	153,8	43,8
2002	3858	4019	151,3	47,1
2001	3776	3739	163,7	44,1
2000	4908	4818	185	41,2
1999	2820	2679	74,1	45,2
1998	3707	4213	256	40,5
1997	4410	4316	154	43,9
1996	4826	4025	283	37,5
1995	4728	3880	177	42,7
1994	4543	4621	130	41,6
1993	3914	4634	119	42,9
1992	2542	2592	80	45,3
1991	4394	4781	164	38,5
1990	4278	3752	151	41
Medeltal	4303,10345	4109,2414	168,9827586	43,237931

4.2 Simulering med meteorologiska institutets data

En nederbörds mätstation från var och en av Finlands 15 NTM centraler används för att representera realiserade värden över hela landet mellan tidsperioden 1990-2018 i växtperioden maj-juli. I simuleringen utgås från att skalan på indexförsäkringen är 100% och således täcker hela värdet på det försäkrade. Självrisknivån har antagits för 30% vilket är rekommendationen

i den gemensamma jordbrukspolitik (CAP) reformen 2013 som möjliggör statliga- och EU stöd för lantbrukare som köper försäkringar (EU 2013.)

Indexförsäkringen skulle förverkligas på det viset att varje lantbrukare binder sig till en- eller eventuellt flera av Meteorologiska institutets officiella mätstationer som ligger på en 20 km radie från hans odlingsareal. Nederbörds mängden per specifik station fungerar som lantbrukarens realiserade nederbörds mängd som jämförs med referensvärdet dvs. den medeltala tidigare nederbörds mängden på samma station. Detta tillvägagångssätt är mycket ömsesidigt eftersom varken försäkringstagaren eller givaren kan påverka den uppmätta nederbörds mängden på den officiella stationen. Ifall nederbörds mängden uppmättes av lantbrukaren själv eller alternativt av försäkringsbolaget skulle risken för missbruk öka märkbart. Lantbrukaren motivation till en god odlingspraxis hålls konstant eftersom den försäkring han investerat i inte är bunden till faktorer som skörde- eller inkomstnivå, som han själv kan påverka utkomsten av. Det förekommer således inga problem med moralisk risk där lantbrukarens odlingspraxis påverkar utkomsten som är bunden till försäkringen. Det förekommer även inga problem med snedvridet urval eftersom försäkringsbolaget inte behöver skilja på hög- och lågrisk odlare eftersom det inte påverkar nederbördsindexet som försäkringen är bunden till.

I simuleringen med nederbördsdata från Meteorologiska institutets arkiv används följande kalkylmodell:

$$U = s \{ (1 - c) \times r - e \} p$$

Där,

U = Utbetalning per hektar per försäkringsperiod

s = skalan på försäkringen

c = självrisk

r = referensvärde (medelnederbörds mängd)

e = realiserat värde (realiserad nederbörds mängd)

p = förutbestämt pris

Med modellen beräknas vilka år som inneburit utbetalningar samt storleken av dessa. Ifall den realiserade nederbörds mängden per station faller under referensvärdet gånger 1 minus självriskprocenten betalas en ersättning ut enligt ett förutbestämt pris. Orsaken till att det inte är referensvärdet minus det realiserade värdet gånger självriskandelen är eftersom

utbetalningarna skulle ske allt för ofta då. I det fallet skulle det räcka med att den realiserade nederbördsmängden enbart förblev lägre än medeltalet för att en utbetalning skulle ske. Denna förhöjda risk vore för stor för försäkringsbolagen. Faktum är även att nederbördsmängden tenderar måsta falla rejält under medeltalet för att ha en märkbar negativ effekt på skördenivåerna. I denna modell är självriskprocenten bundet direkt till referensvärdet på samma sätt som i Liesivaara & Myyräs (2015) forskning med områdesmedelskördarna som index. Som tabell 5 visar sker utbetalningar även relativt frekvent med en självrisk på 30%.

Det på förhand bestämda priset som betalas ut per odlad hektar kan variera mellan NTM centralerna, men kommes alltid överens om på förhand mellan försäkringstagaren och givaren. Detta är ett faktum som försäkringsbolagen måste ta ställning till och bestämma utgående från sina räntekrav.

Tabell 5. Antal utbetalningar per år per Finlands 15 NTM centraler, med skalan 100& och självrisken 30%.

ÅR	Utbetalningar	ÅR	Utbetalningar
2018	9/15	2003	2/15
2017	6/15	2002	0/15
2016	0/15	2001	1/15
2015	0/15	2000	0/15
2014	1/15	1999	7/15
2013	1/15	1998	0/15
2012	0/15	1997	6/15
2011	0/15	1996	0/15
2010	1/15	1995	1/15
2009	0/15	1994	11/15
2008	1/15	1993	0/15
2007	0/15	1992	11/15
2006	11/15	1991	0/15
2005	1/15	1990	2/15
2004	0/15		

Ur tabell 5 kan utläsas resultaten från simuleringen med kalkylmodellen. Under de 29 åren som studerats har omfattande samtidiga utbetalningar i alla Finlands 15 NTM delat, skett under sex år. Liesivaara & Myyrä (2015) påpekar att väderfenomenen i Finland är mycket lokala.

Resultatet från denna forskning visar att detta dock nödvändigtvis inte är fallet eftersom nederbörden under torra år har uteblivit i majoriteten av landet. Samt under år med riklig nederbörd har det regnat på stora områden som åren med noll utbetalningar tyder på. Forskningen i denna avhandling tyder även starkt på att systemisk risk är mycket närvarande i resultaten. Detta innebär att torra år med utebliven nederbördsmängd under växtperioden har skett på bred front i hela landet samtidigt. Åren 1992, 1994, 2006 och 2018 har varit torra i hela Finland och påverkat skördenivåerna negativt i alla delar av landet. Förekomsten av den systemiska risken under dessa år skulle innebära en stor mängd utbetalningar på bred front för försäkringsbolagen. Av de testade nederbörds-stationerna skulle utbetalning under denna tidsperiod ske på 11 av 15 stationer. Denna effekt diversifieras dock i.o.m. det faktum att utbetalningarna under resten av åren är små eftersom den systemiska risken även gäller åt andra hållet. Forskningen visar att nederbörd har uteblivit i majoriteten av Finland samtidigt.

Tabell 6. Data från mätstation i Nyland, Lojo Porla mm regnsumma

ÅR	Maj	Juni	Juli	Maj-Juli
1990	40,2	24,1	123,6	187,9
1991	40,6	69	72,1	181,7
1992	13,4	16,4	30,7	60,5
1993	1,3	51,9	81,7	134,9
1994	40,2	65,6	1,6	107,4
1995	80,8	71	0	151,8
1996	66,2	55,3	133	254,5
1997	26,8	85,3	55,5	167,6
1998	41,5	119,8	148,2	309,5
1999	5,6	34,8	34	74,4
2000	42,1	73,3	154,5	269,9
2001	16,5	44,5	53,1	114,1
2002	36,5	88,7	45,6	170,8
2003	70,7	54,2	45,1	170
2004	59,1	110	182,2	351,3
2005	59,9	57,2	47,3	164,4
2006	32,6	17,9	4,1	54,6
2007	60,9	30,3	126,8	218
2008	9,3	66,2	24	99,5
2009	26,9	77,9	72	176,8
2010	78,2	42,8	35	156
2011	34,9	56	72,7	163,6

2012	44,6	105,8	57,3	207,7
2013	22,6	49,3	26,9	98,8
2014	40,9	70	41,9	152,8
2015	47,9	93,3	90,4	231,6
2016	19,8	66,9	102,4	189,1
2017	12,9	68,3	27,4	108,6
2018	12,5	30,6	64,3	107,4

Medeltal mm maj-juli	166,731034
0,7 * medeltalet	116,711724
utbetalningsår	7

I tabell 6 återspeglas situationen för en nederbörds-station i Nyland, närmare bestämt den i Lojo vid namn ”Lojo Porla”. Under de 29 åren mellan 1990 och 2018 skulle utbetalningar ha skett 7 år. Medeltalet nederbördsmängd för tidsperioden var 166,73 mm i maj-juli. Med en självrisk på 30% bör det regna 0,7*medeltalet för att en ersättning skall förverkligas. I detta fall är den nederbördssumman 116,71 mm.

2018 var ett torrt år och med den tidigare nämnda kalkylmodellen skulle en utbetalning per hektar åt en försäkringstagare som försäkrat sig till en skala på 100% och med den befästa självrisken på 30% genom denna station se ut enligt följande för år 2018:

$$U = 1.0 \{0.7 \times 166,73 - 107,4\}p$$

$$U = 9,31p$$

Där p är en priskvot som på förhands bestämt mellan försäkringstagaren och -givaren.

Med ett exempelpris p på 12€ skulle försäkringstagaren erhålla $9,31 \times 12€ = 111,72$ € per hektar.

För en gård med 100 ha i odling skulle detta innebära en ersättning på 11 172 € för utebliven inkomst av nedsatt skördenivå, som en följd av torka år 2018.

Detta tillvägagångssätt är mycket ömsesidigt eftersom varken försäkringstagaren eller givaren kan påverka nederbördsmängderna och således inte styra slutresultatet i önskad riktning. Risker för tvister och missförstånd är lägre. Det vore även lönsamt för försäkringsbolagen eftersom extremt torra år som kräver utbetalningar på bred front inte förekommit frekvent. Under de 29 åren som undersöktes i denna avhandling har samtidiga utbetalningar i 7 eller flera NTM centrales skett 17,2% av tiden. Den tydliga förekomsten av systemisk risk dvs. att utbetalningarna sker samtidigt på bred front är dock ett faktum som kan vålla likviditets- och

lönsamhetsproblem för försäkringsbolagen. Det kan spekuleras i hur framtiden kommer att se ut i om. klimatförändringen och det uppvärmda klimatet som ökar förekomsten av extrema väderförhållanden. Försäkringsvillkoren bör anpassa efter behov. För enskilda lantbrukare vore det även ett välkommet tilläggsskydd mot den förhöjda risken som påverkar hela branschen. De extremt torra åren är även de som försämrar skördenivåerna mest och minskar lantbrukarnas ekonomiska likviditet samt resultat. Att ha en försäkring som minskar de personliga förväntade förlusterna under dessa katastrofala år torde enligt den grundläggande ekonomiska teorin om förväntad nytta (Von Neuman och Morgensterns teori 1944) föredras av alla. Att indexförsäkringen även är bundet till lokala nederbördsmängder nära odlingsmarkerna ökar dess kredibilitet och efterfråga.

4.3 Resultaten från den multipla regressionsanalysen

Syftet med den multipla regressionsanalysen är att granska hur vår beroende Y variabel dvs. skördemängden påverkas av de oberoende X variablerna som är nederbördsmängd, medeltemperatur samt nederbördsmängd². Modellen som presenteras i detta kapitel skall kunna estimerar hur dessa X variabler påverkar framtida värden för skördenivån Y.

Eftersom resultatet från Pearson's korrelationstest demonstrerade att det enbart förekom ett signifikant samband mellan vårmete och nederbördsmängden och inte mellan korn och nederbördsmängd, har regressionsanalysen enbart tagit i beaktande vårmetet.

Regressionsmodellen som användes ser ut enligt följande:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1it} + \beta_2 x_{2it} + \beta_3 x_{3it} + e_{it}, t = 1990, \dots, 2018$$

Där:

x_{1it} : nederbördsmängd

x_{2it} : nederbördsmängd i kvadrat

x_{3it} : medeltemperatur

I denna regressionsanalys användes den minsta kvadratmetoden OLS som estimator. Förklaringsgraden (Rsquare) för modellen blev 0,468, vilket innebär att nederbördsmängden och medeltemperaturen kan förklara ungefär hälften eller 46,8% av variationen i

medelskörden. Detta värde är medelmåttigt starkt i synnerhet med tanken på att modellen inte innehåller fler än 3 förklarande variabler. Ju fler X variabler som tas med i modellen desto högre tenderar förklaringsgraden bli. p-värdet för hela modellen är 0,001 vilket är statistiskt signifikant på både 95% och 99% konfidensintervallen eftersom det är lägre än 0,05 och 0,01. Detta indikerar att modellen är korrekt och kan antas vara signifikant. Av de oberoende variablerna var nederbörds mängden och nederbörds mängden i kvadrat båda signifikanta med p-värden mindre än 0,05. Medeltemperaturen blev inte signifikant eftersom p-värdet på 0,10 inte är mindre än 0,05. Koefficienten för nederbörds mängden säger att en ökning i variabeln nederbörd leder till en ökning i skördenivån. Detta var förväntat. Det som är mer överraskande är att koefficienten för medeltemperaturen är negativ, vilket betyder att en ökning i medeltemperatur leder till förminskade skördenivåer. Detta stämmer dock överens med resultaten från Pearson's korrelationstest där medeltemperaturen även hade en medelmåttigt stark negativ korrelation med skördenivåerna. Detta lär bero på det fenomenet att då medeltemperaturen stigit under växtperioden har den även fört med sig perioder av torka och utebliven nederbörd vilket påverkar skördenivåerna negativt.

Tabell 7. Resultaten från den multipla regressionsanalysen.

<i>Regression Statistics</i>	
Multiple R	0,68395262
R Square	0,46779119
Adjusted R Square	0,40392613
Standard Error	537,432624
Observations	29

ANOVA					
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Significance F</i>
Regression	3	6346847,07	2115615,69	7,3246812	0,00110142
Residual	25	7220845,62	288833,825		
Total	28	13567692,7			

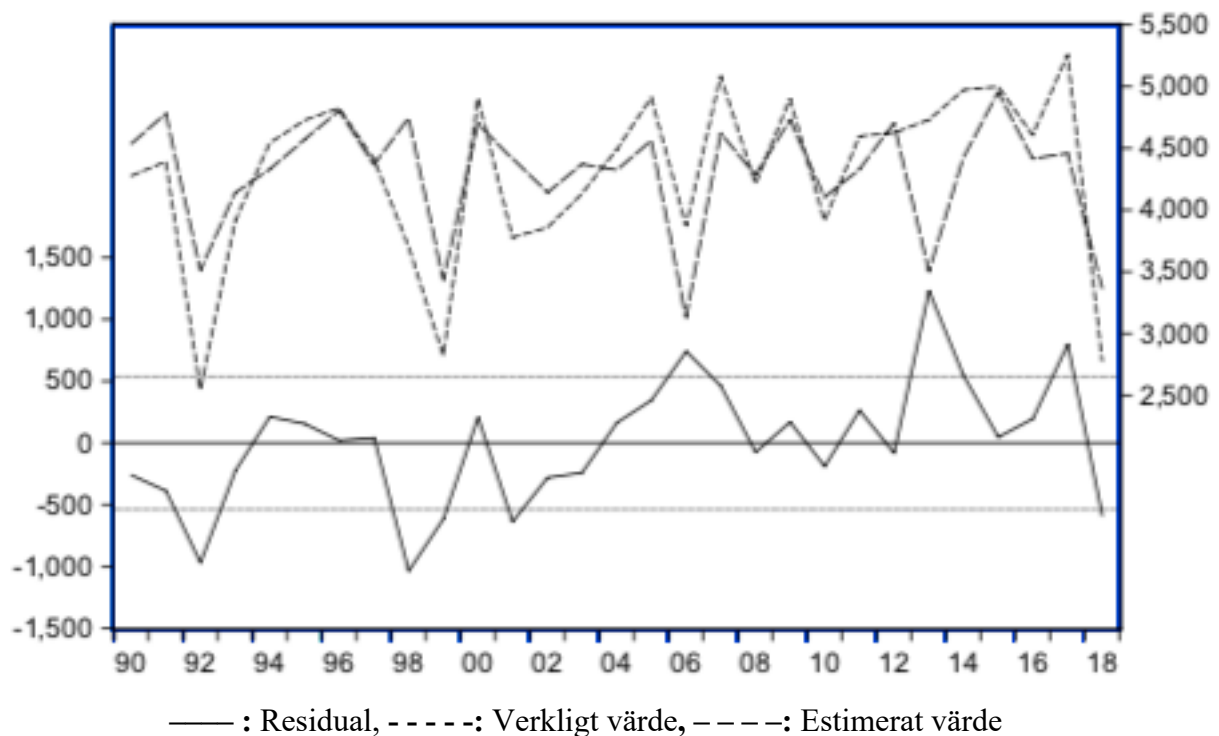
	<i>Coefficients</i>	<i>Standard Error</i>	<i>t Stat</i>	<i>P-value</i>
Intercept	5032,77347	1956,00857	2,5729813	0,01640378
nederbörds mängd	22,0551959	7,45269368	2,95935897	0,00665608
nederbörds mängd^2	-0,0501264	0,01982726	-2,528153	0,01815569
medeltemperatur	-65,421892	38,5331721	-1,6978071	0,10195974

För att försäkra att modellen var homoskedastisk och inte innehöll heteroskedasticitet utfördes först ett Breush-Pagan test. Ifall p-värdet i testet är över 0,05 kan inte nollhypotesen om förekomsten av homoskedasticitet förkastas och man kan anta att det inte förekommer någon heteroskedasticitet i modellen, vilket är önskvärt. p-värdet i vår modell blev 0,061 vilket är över 0,05 och indikerar att det inte förekommer heteroskedasticitet. Eftersom värdet dock är relativt nära gränsen för det kritiska värdet, gjordes även ett Whites test för att försäkra att det verkligen inte förekommer heteroskedasticitet i regressionsmodellen. För Whites testet gäller samma principer som för Breusch-Pagan dvs. p-värdet bör vara högre än 0,05 ifall det inte förekommer heteroskedasticitet. P-värdet för Whites test blev i modellen 0,123 vilket är betydligt högre än 0,05 och indikerar starkt på att det inte förekommer heteroskedasticitet i modellen. Eftersom bägge testen indikerar detta kan man anta att vår modell är homoskedastisk och att variansen i feltermen är konstant.

Efter testet för heteroskedasticitet är det skäl att granska förekomsten av multikollinearitet i modellen. Till detta lämpar sig VIF (variance inflation factor) test. Ett VIF värde på 10 eller högre indikerar på att det förekommer multikollinearitet. I modellen räknades ett VIF värde på 1,38 vilket är betydligt mindre än 10 och starkt indikerar på att det inte förekommer multikollinearitet.

Förekomsten av autokorrelation granskades först med ett Durbin-Watson test. Som tumregel för Durbin-Watson värdet kan tas att ett värde på 2 indikerar att det inte förekommer någon autokorrelation överhuvudtaget. Värdet bör dock även jämföras med en tabell (Evans 2010). Durbin-Watson värdet i denna regression var 1,38 vilket är mellan de kritiska tabellvärdet på 1,198 för d_L och 1,650 för d_U för 3 st. förklarande variabler på en 5% signifikansnivå. Enligt Evans (2010) är detta värdet i gråzonen och det är inte tillräckligt för att dra slutsatsen att det förekommer autokorrelation i modellen. Evans (2010) rekommenderar att man inte förkastar nollhypotesen om ingen autokorrelation, om det funna värdet befinner sig i gråzonen mellan d_L och d_U vilket är fallet här. Således kan man anta att det inte förekommer märkbar autokorrelation i modellen. Fallet är det samma på 1% signifikansnivån där d_L värdet är 0,988 och d_U 1,418. 1,38 befinner sig även här i gråzonen och vi kan inte förkasta nollhypotesen om ingen förekommande autokorrelation. Nämnvärt är dock för värden i gråzonen att det eventuellt kan tyda på att det förekommer lindrig autokorrelation. Ifall värdet befinner sig i gråzonen är det skäl att göra ett Breusch-Godfrey Serial Correlation Lagrange Multiplier test

för att vara på den säkra sidan att det inte förekommer autokorrelation (Godfrey 2007). LM testet är självständigt och kan även göras oberoende DW testet. I LM testet gäller samma princip som i Durbin-Watson testet, dvs. det funna d värdet bör vara emellan de kritiska värdena eller högre än den övre gränsen d_u för att man skall kunna anta att autokorrelation inte förekommer. Värdet för LM testet blev 1,87 vilket är rejält högre än d_u på 1,41. Det är även relativt nära det önskade värdet 2 vilket tyder på att det inte förekommer autokorrelation.



Figur 6. Grafisk framställning av regressionsresultat.

Figur 6 visar sambandet mellan residualerna för estimeringen, de verkliga (actual) värdena för skördemängden samt de estimerade (fitted) värden för skördenivån. Det verkliga värdet och det estimerade värdet för skördenivån rör sig relativt lika, dock tenderar det verkliga värdet vara mer volatilt i svängarna.

5 Diskussion och slutsatser

Resultaten från forskningen i denna avhandling har bidragit med att öka kunskapsnivån om indexförsäkringar i lantbruksbranschen, och specifikt om användandet av väderfenomen som index.

Figur 7 sammanfattar antalet utbetalningar ur det finländska skördeförsäkringsprogrammet under åren 1995-2016. Antalet registrerade gårdar minskade i Finland från 95 562 st. år 1995, till 63 761 st. år 2010. 40 276 st. gårdar fick ersättning från försäkringen åtminstone 1 gång under hela denna tidsperiod medan 45 784 st. inte fick det en enda gång (Myyrä & Jauhiainen 2012). Ett statligt-privat (PPP) samarbete krävs för att väcka liv i den obefintliga skördeförsäkringsmarknaden i Finland (Liesivaara et.al. 2014). För att locka de privata försäkringsbolagen in på marknaden krävs även mer forskning i ämnet (Myyrä & Jauhiainen 2012),

Gårdsspecifika försäkringar är dyra att implementera och förekomsten av moralisk risk och asymmetrisk information kräver att ett ytterligare prisprenium läggs på dem för att täcka kostnaden som dessa risker innebär för försäkringsbolagen. Dessa förhöjda premier leder även till att enbart högrisk odlare köper försäkringen. Försäkringsbolagens oförmåga att skilja på odlare (snedvridet urval) kan resultera i stora förluster eftersom de inte kan lägga på ytterligare ett riskpremiu till dessa högrisk odlare. Ifall detta fortgår kollapsar hela försäkringsmarknaden och bolagen slutar att erbjuda dem överhuvudtaget (Myyrä & Jauhiainen 2012). Ibrukttagandet av indexförsäkringar istället för gårdsspecifika sådana, skulle eliminera dessa problem

Frequency of CDC compensation payments	Number of farms
0	45,784
1	19,506
2	6300
3	2057
4	700
5	292
6	109
7	51
8	32
9	14
10	5
11	5
12	1
13	1
14	0
15	0

Figur 7. Antalet utbetalningar i det statliga skördeförsäkringsprogrammet mellan åren 1995 och 2010 (Myyrä & Jauhiainen 2012).

På basis av resultaten från korrelationstesten samt regressionsanalysen kan slutsatser dras angående den första och andra forskningsfrågan i denna avhandling. De två första forskningsfrågorna löd enligt följande:

1. Förekommer det en signifikant korrelation mellan skördenivåerna i vårvete och korn samt nederbördsmängd och medeltemperatur under växtperioden?
2. Kan väderfenomenen nederbördsmängd och/eller medeltemperatur användas som index i en indexförsäkring för spannmål?

Resultaten visar att det förekommer en signifikant korrelation mellan vårveteskörd och nederbördsmängd, vårveteskörd och medeltemperatur, samt mellan kornskörd och medeltemperatur. Mellan kornskörden och nederbördsmängden förekom det inte ett tillräckligt signifikant samband.

Korrelationsvärdet r mellan vårveteskörd och nederbördsmängd var 0.52 vilket innebär en positiv medelmåttigt stark korrelation. Korrelationsvärdet r mellan medeltemperaturen och vårveteskörden samt kornskörden var -0.496 respektive -0.432, vilket innebär medelmåttigt negativa korrelationer.

Den negativa korrelationen mellan medeltemperaturen och bägge grödorna lär bero på det faktum att förhöjda temperaturer fört med sig perioder av torka som skadat skördarna. Vårvete är aningen känsligare för ändringar i nederbördsmängd samt temperatur, än kornet. Fyndet gällande den negativa korrelationen mellan medeltemperaturen och skördarna i både vete och korn är intressant. Mer forskning i sambandet mellan torka och hög medeltemperatur i Finland krävs för att statistiskt bevisa detta troliga samband. Det är även värt att lyfta fram att istället för medeltemperaturen kunde den effektiva värmesumman studeras och användas som förklarande variabel i en regressionsanalys. Den effektiva värmesumman innebär summan av medeltemperaturen under dygnet i växtperioden. Värmesumman räknas enbart då temperaturen överskrider fem grader Celsius. Observera dock att både medeltemperaturen och den effektiva värmesumman inte samtidigt kan användas i samma regressionsmodell eftersom det förekommer en stark multikollinearitet mellan dem, vilket gör att regressionsmodellen blir imperfekt och inte godtagbar. Således bör någon av dem väljas, den effektiva värmesumman är eventuellt att föredra ifall denna finns tillgänglig.

Resultaten från regressionsanalysen stöder de från korrelationstesten. Förklaringsgraden R^2 för hela modellen blev 0.468 vilket innebär att 46,8% av variationen i vårveteskördarna kan förklaras med nederbördsmängden samt medeltemperaturen under växtperioden maj-juli. Sambandet mellan nederbördsmängden och skördenivån är signifikant t.o.m. på en 1% nivå. Dock blev medeltemperatutrens p värde inte signifikant i modellen vilket kan bero på den negativa korrelationen. Det vore eventuellt signifikant ifall observationerna var flera.

Som slutsats kan dras att både medeltemperaturen och nederbördsmängden lämpar sig som index för en indexförsäkring ifall ett tillräckligt starkt samband mellan dem ytterligare kan bevisas och basisrisken således elimineras. Korrelationsvärden kring 0.5 tyder starkt på att det förekommer ett samband mellan variablerna och kan vara tillräckligt bevis för att redogöra för ibruktagandet av variablerna som index i en försäkring. Mer forskning med fler observationer krävs för att stärka denna hypotes.

Den tredje och sista forskningsfrågan löd:

3. Vore användandet av nederbördsmängderna uppmätta på Meteorologiska institutets mätstationer, samt kalkylmodell i figur 4, lönsamt för försäkringsbolagen?

I forskningen undersöktes nederbördsstationer i alla Finlands 15 NTM centraler. Nederbördsmängden i maj-juli mellan åren 1990-2018 granskades i en station per varje NTM central och jämfördes sinsemellan. Resultatet tyder på en riklig förekomst av systemisk risk eftersom extrema väderförhållanden som riklig torka tenderar ske i stora delar av landet samtidigt. Under de 29 åren som undersöktes har utbetalningarna tenderat vara antingen obefintliga eller mycket förekommande. Under 3 av åren hade utbetalningar skett samtidigt på 11 av 15 stationer i landet medan det under 13 år inte hade skett några utbetalningar överhuvudtaget. Under flera år hade det även skett 1-2 utbetalningar. Det som är uppenbart är att de under extremt torra åren då nederbördsmängden är betydligt mindre än medeltalet, starkt även påverkar skördenivåerna negativt. Indexförsäkringen vars utbetalning sker under dessa år är ett bra instrument för riskminimering för lantbrukare.

Som slutsats angående denna fråga kan påpekas att ja, det vore en god lösning för bägge parterna att använda Meteorologiska institutets mätstationer samt den presenterade kalkylmodellen i en indexförsäkring. För försäkringsbolagen är det lönsamt eftersom stora utbetalningar enbart skett 17,2% av de 29 åren som granskades. Nackdelen för bolagen är den systemiska risken dvs. det att den uteblivna nederbördsmängden tenderat påverka stora delar av landet samtidigt. För den enskilda odlaren som försäkrat sig med nederbördsindexet är den extra inkomsten under ett extremt torrt år mycket välkommen som kompensation mot den förminskade skördemängden.

Skördenivån och priset på varan är de största riskerna för lantbrukare. Den naturliga hedgingen innebär i teorin att då skördenivåerna lider på stor front och utbudet av spannmål minskar, borde priset för varan stiga och således kompensera odlarna för skördeförlusterna. Detta har dock inte alltid varit fallet och styrkan av den naturliga hedgingen beror även mycket på grödan. Det förekommer ingen konstant som kan odlaren räkna med. (Kobus 2014). Denna osäkerhet ökar lantbrukarnas behov för skördeförsäkringar för att skydda sig mot skördeförluster.

Myyrä & Jauhiainen (2012) skrev hur det år 2012 inte fanns några privata skördeförsäkringar på marknaden överhuvudtaget. Detta var under en tid då det statliga skördeförsäkringsprogrammet fortfarande var i bruk. Idag borde situationen vara en annan i om. bortfallet av det statliga programmet. Trots detta har inte de privata försäkringsbolagen än etablerat sig på skördeförsäkringsmarknaden. Myyrä & Jauhiainen (2012) påpekar att detta

faktum beror på oregelbundna skördenivåer samt problem med asymmetrisk information och förekomsten av moralisk risk. Dessa problem skulle inte förekomma i en indexförsäkring.

I Finland måste det väckas liv i den obefintliga indexförsäkringsmarknaden för lantbrukare. Det har redan gått flera år sedan det statliga skördeförsäkringsprogrammet (1976-2015) lades ner och meningen var att den privata sektorn skulle ta göra en ingång på marknaden. Efter det har dock utvecklingen gått åt det motsatta hållet och av de två privata försäkringsbolagen som erbjöd skördeförsäkringar, återstår bara en. Statliga motivationsåtgärder och återupplivningspaket så som skattelättnader och specifika stöd till försäkringsbolagen, krävs för att marknaden skall utvecklas. Som Liesivaara (2017) även poängterar är förekomsten av basisrisk det största problemet inom indexförsäkringar. Detta hindrar försäkringsbolagen från att utveckla marknaden för indexskördeförsäkringar, ifall inte åtgärder idkas. Ett statligt privat samarbete samt stöd mot basis risken för försäkringsbolagen behövs för att väcka liv i skördeförsäkringsmarknaden.

Ett faktum som även är värt att behandla är jordarten. I Finland varierar jordarten mycket, och påverkar därmed även skördarna avsevärt. Ifall detta är möjligt vore det skäl att beakta jordarten som en variabel som påverkar skördarna i regressionsanalysen. Det vore skäl för föreningar som sydvästra skördekontrollföreningen inom NSL samt dylika organisationer att föra bok över jordarterna på samtliga odlingsskiftet

5.1 Begränsningar med avhandlingen

Den eventuellt största begränsningen i denna avhandling är att observationsperioden är begränsad till åren 1990-2018. Orsaken till detta är att det förekom stora luckor i t.ex. nederbörds mängds data i meteorologiska institutet data för tiden före 1990. Regressionsanalysen kunde även ha fler förklarande X variabler. Det skulle höja förklaringsgraden i modellen. Dock är andra aktörer medvetet utelämnade eftersom forskningsfrågorna specifikt gällde nederbörds mängden samt temperaturens inverkan på skördenivåerna. Andra väderfenomen som t.ex. hagelskurars inverkan på skördarna, borde undersökas vidare t.ex. med en regressionsanalys. Det faktum att observationerna är få påverkar även förklaringsgraden i regressionsanalysen. Ju färre observationer man använder i modellen desto högre blir förklaringsgraden. För fortsatt forskning kan rekommenderas att försöka höja antalet observationer som medtas i regressionsmodellen.

Ytterligare en begränsning är att andra grödor förutom vårvete och korn inte togs i beaktande i korrelationstesten eller regressionsanalysen. Fler än en station per NTM central kunde även beaktas och data från Åland har inte medtagits.

5.2 Förslag till fortsatta studier

Fler forskningar i stor skala samt för flera odlingsgrödor krävs för att med säkerhet bedöma nederbörds mängdens samt temperaturens påverkan på lokala skördenivåer. Det är viktigt att data inte är på nationell nivå eftersom korrelationen mellan den och de individuella gårdarnas skördar kan vara liten. Mer forskning på lokal nivå behövs. Att samarbeta med skördekontrollföreningar och övrig verksamhet som samlar information om flera odlares verkliga skördenivåer och dylik individuell information, rekommenderas eftersom det erbjuder en inblick i verkligheten. Mer forskning i hur ett statligt-privat (PPP) samarbetsprogram skulle fungera, krävs även för att bedöma lönsamheten av detta. Stödpolitiken för försäkringsbolag som tar sig an avsevärd basis- och systemisk risk bör även ses över och undersökas ytterligare. Fler regressionsanalyser med variabler som kunde användas som index i en indexförsäkring bör även göras för att hitta de variabler som minskar basis risken. Basis risken är det största frågetecknet och problemet inom indexförsäkringar och därav är det viktigt att variabler med hög korrelation till skördenivåerna undersöks vidare.

Indexförsäkringar som tar i beaktande lantbrukarens- eller gårdens inkomstnivå är även ett fenomen som ytterligare bör undersökas (Meuwissen, M.P. et.al 2003). Att försäkringen är bunden till hela gårdens inkomstnivå erbjuder ett bredare försäkringsskydd för lantbrukaren.

6 Tack

Jag vill ödmjukt tacka Nylands Svensks Lantbrukssällskap samt Sydvästra skördekontrollföreningen för att jag fått ta del av icke-allmän data från medlemsgårdar i Nyland. Speciellt vill jag tacka Britt-Marie Olin samt Patrik Erlund som hjälpte mig ta fram specifik data ur föreningens arkiv på Elisabetsgatan i Helsingfors.

Jag vill även tacka min handledare professor John Sumelius för en god och regelbunden handledning, och hjälp med regressionsanalysen samt tolkning av dess resultat.

Jag vill även tacka Petri Liesivaara som stött mig i planeringsprocessen med sin omfattande expertis i området om skördeförsäkringar.

7 Källförteckning

Barnett, B., Black, R., Hu, Y. & Skees, R. 2005. Is Area Yield Insurance competitive with Farm Yield Insurance .

Bengtson, N, and Olsson, M. 2019. Riskhanteringsverktyg I växtodling. Sveriges Lantbruksuniversitet.

Chambers, R.G., 1989. Insurability and moral hazard in agricultural insurance markets. *American Journal of Agricultural Economics*

Diaz-Caneja, M.B., Conte, C.G., Pinilla, F.G., Stroblmair, J., Catenaro, R. and Dittmann, C. 2009. *Risk management and agricultural insurance schemes in Europe*. EUR-OP.

Enjolras, G., Capitanio, F. and Adinolfi, F., 2012. The demand for crop insurance: Combined approaches for France and Italy. *Agricultural economics review*.

EU 2013 CAP. Commission 2013. *Regulation (EU) No 1305/2013 of the European Parliament and of the Council of 17 December 2013 on support for rural development by the European Agricultural Fund for Rural Development (EAFRD) and repealing Council Regulation (EC) No 1698/2005*, Brussels, EC. Tillgänglig: : <https://eur-lex.europa.eu/LexUriServ/LexUriServ.do?uri=OJ:L:2013:347:0487:0548:EN:PDF>

Evans, J.D. 1996. Straightforward statistics for the behavioral sciences. Thomson Brooks/Cole Publishing Co.

Evans, W. 2010. Durbin-Watson significance tables. *University of Notre Dame*.

Godfrey, L.G. 2007. Alternative approaches to implementing Lagrange multiplier tests for serial correlation in dynamic regression models. *Computational statistics & data analysis*.

Goodwin, B. K. & Smith, V. H. 1995. The economics of crop insurance and disaster aid. The AIE Press. Washington D.C.

Gujarati, D.N. 2011. Econometrics by example/Damodar Gujarati.

Hardaker, J.B. Lien, G., Anderson, J.R. & Huirne, R.B.M. 2015. Coping with risk in agriculture: applied decision analysis. Wallingford: CABI.

Howden, S.M., Soussana, J.F. Tubiello, F.N., Chhetri, N., Dunlop, M. and Meinke, H. 2007. Adapting agriculture to climate change. *Proceedings of the national academy of sciences*

- Kobus, P., 2014. Does natural hedge actually work for farmers?. *Acta Scientiarum Polonorum. Oeconomia*
- Kurukulasuriya, P. and Rosenthal, S., 2013. Climate change and agriculture: A review of impacts and adaptations.
- Liesivaara, P., Myyrä, S. & Väre, M. 2014. Valtion katastrofiapu ja satovahinkovakuutusten kysyntä Suomessa. *Suomen Maataloustieteellisen Seuran Tiedote*
- Liesivaara, P. & Myyrä, S. 2015. Feasibility of an Area-Yield Insurance Scheme in the EU: Evidence from Finland. *EuroChoices*, 14(3), pp.28-33.
- Liesivaara, P., Meuwissen, M. & Myyrä, S. 2017. Government spending under alternative yield risk management schemes in Finland. *Agricultural and Food Science*,
- Liesivaara, P. 2017. Catastrophic yield risks and the demand for crop insurance in Finland.
- Maaseudun Tulevaisuus 21.10.2019. “*Pohjola lopettaa satovahinkojen vakuuttamisen*” s.3
- Makki, S.S. and Somwaru, A. 2001. Evidence of adverse selection in crop insurance markets. *Journal of Risk and Insurance*
- Meteorologiska institutet. 2020. Havaintojen lataus.
Tillgänglig: <https://ilmatieteenlaitos.fi/havaintojen-lataus#!/>
- Meuwissen, M.P., Huirne, R.B. & Skees, J.R. 2003. Income insurance in European agriculture. *EuroChoices*
- Miranda, M.J. & Glauber, J.W. 1997. Systemic risk, reinsurance, and the failure of crop insurance markets. *American journal of agricultural economics*.
- Mishra, A. K., Nimon, W. & El-Osta, H. S. 2005. Is moral hazard good for the environment? Revenue insurance and chemical input use. *Journal of Environmental Management*
- Myyrä, S. & Pietola, K. 2011. Testing for moral hazard and ranking farms by their inclination to collect crop damage compensations (No. 726-2016-49884).
- Myyrä, S. & Pietola, K. 2012. Satovakuutusten hinnoittelu ja maatalojen riskiluokittelu. *Suomen Maataloustieteellisen Seuran Tiedote*.
- Myyrä, S. & L. Jauhiainen. 2012. Farm-level crop yield distribution estimated from country-level crop damage.
- Myyrä S. 2019. Risk management in Agriculture Agere-A04 Springterm 2019
- Neumann Von J, M.O. 1944. Theory of games and economic behavior. *Princeton University Press, Princeton*.

Nylands Svenska Lantbrukssällskap (NSL). 2019. Sydvästra skördekontrollföreningen 2019.

Pindyck, R.S. Rubinfeld, D.L. 1981. Econometric models and econometric forecasts. Second edition.

Pindyck, R. S. & Rubinfeld, D. L. 1998. Econometric models and economic forecasts. Fourth edition.

Quiggin, J.C., Karagiannis, G. & Stanton, J. 1993. Crop insurance and crop production: an empirical study of moral hazard and adverse selection. Australian Journal of Agricultural Economics.

Smit, B. & Skinner, M.W. 2002. Adaptation options in agriculture to climate change: a typology. Mitigation and adaptation strategies for global change.

Smith, V. H. & Goodwin, B. K. 1996. Crop insurance, moral hazard, and agricultural chemical use. American Journal of Agricultural Economics.

SPSS tutorials.2020

Tillgänglig:<https://www.spss-tutorials.com/pearson-correlation-coefficient/>

Sumelius, J. H. 2018. Ekonometrian johdantokurssi. Helsingin yliopisto. Taloustieteen laitos. Monistesarja nro 17

Verbeek, M. 2008. A guide to modern econometrics. John Wiley & Sons.

Weaver, K.F. Morales, V., Dunn, S.L., Godde, K. and Weaver, P.F. (2017). Pearson's and Spearman's Correlation. In An Introduction to Statistical Analysis in Research
Wooldridge, J.M. 2017. Introductory Econometrics – A Modern Approach. Michigan State University.

8 Bilagor

Bilaga 1. Nederbörds data från samtliga 15 Meteorologiska institutets mätstationer.

	SYDÖSTRA FINLAND				
ÅR	LAPPEENRANTA flygstation/lepola MM REGN				
	MAJ	JUNI	JULI	maj-juli	juni-juli
1990	39,2	37,6	61,7	138,5	99,3
1991	48,5	84,7	109,6	242,8	194,3
1992	7,5	8,8	37,3	53,6	46,1

1993	21,8	63,1	59,1	144	122,2
1994	34,9	45,5	8,4	88,8	53,9
1995	59,5	30,2	55,8	145,5	86
1996	86,7	51	124	261,7	175
1997	18,4	45,2	28	91,6	73,2
1998	33,8	85,2	97,8	216,8	183
1999	5,7	30,1	34,9	70,7	65
2000	34,6	64,8	103,8	203,2	168,6
2001	46,7	72,2	80,8	199,7	153
2002	29,8	94,8	122,6	247,2	217,4
2003	71,1	37,2	74,1	182,4	111,3
2004	33,4	101	104,6	239	205,6
2005	110,8	56,4	122,3	289,5	178,7
2006	20,8	25,3	10,8	56,9	36,1
2007	66,5	35,2	89	190,7	124,2
2008	3	50,5	49,1	102,6	99,6
2009	19,8	68,6	59,3	147,7	127,9
2010	60,8	39,1	47,7	147,6	86,8
2011	32,2	72,5	60,7	165,4	133,2
2012	33,8	83,5	147,6	264,9	231,1
2013	27,8	80,6	42,5	150,9	123,1
2014	173,5	96,8	40,2	310,5	137
2015	34,7	55,3	48,2	138,2	103,5
2016	17,6	59,6	58,6	135,8	118,2
2017	9,3	63,4	40,6	113,3	104
2018	7,1	27,2	50	84,3	77,2
			medeltal	166,33793 1	
N= 28			0,7*medeltal	116,43655 2	
			utbetalnings år	8	

MELLERSTA FINLAND

ÅR	JYVÄSKYLÄ FLYGSTATION MM R EGN				
	MAJ	JUNI	JULI	maj-juli	juni-juli
1990	36,1	29,2	137	202,3	166,2
1991	46,4	92,8	59,1	198,3	151,9

1992	5,4	15,3	93,3	114	108,6
1993	15,4	58,9	74,5	148,8	133,4
1994	31,4	80,7	26,2	138,3	106,9
1995	65,6	41,7	34,9	142,2	76,6
1996	68,2	72,9	113,3	254,4	186,2
1997	43,4	49,3	54,8	147,5	104,1
1998	25,5	96,2	112,4	234,1	208,6
1999	19,9	49,1	82	151	131,1
2000	33,8	47,3	91,9	173	139,2
2001	46,4	72,8	75	194,2	147,8
2002	33,6	92,8	84,9	211,3	177,7
2003	113,5	74,4	73,5	261,4	147,9
2004	42,3	99,9	135,1	277,3	235
2005	54,3	88,5	90	232,8	178,5
2006	34,4	27,9	28,6	90,9	56,5
2007	37,4	53	141,9	232,3	194,9
2008	13,9	134,5	92,8	241,2	227,3
2009	38,7	53,1	89,7	181,5	142,8
2010	77,3	53,3	27,1	157,7	80,4
2011	49,7	84,4	102,2	236,3	186,6
2012	55,7	62,7	108,6	227	171,3
2013	16,1	94,6	76,4	187,1	171
2014	114,2	48,2	66,8	229,2	115
2015	51,2	69,3	121,9	242,4	191,2
2016	20	66,9	108,8	195,7	175,7
2017	14,8	53,6	69,2	137,6	122,8
2018	22,4	65,9	27,1	115,4	93
			medeltal	191,5586 21	
			0,7*medeltal	134,0910 34	
			utbetalnings år	3	

NORRA ÖSTERBOTTEN

ÅR	OULU MM REGN				
	MAJ	JUNI	JULI	maj-juli	juni-juli
1990	4,9	40,2	103,2	148,3	143,4
1991	35,1	79,1	30,9	145,1	110

1992	30	37,9	60,9	128,8	98,8
1993	24,2	58,2	74,1	156,5	132,3
1994	25,3	109	13,9	148,2	122,9
1995	43,8	52,3	38,8	134,9	91,1
1996	28,8	66,6	85,1	180,5	151,7
1997	30,1	48,8	94,2	173,1	143
1998	53,2	60,6	152,6	266,4	213,2
1999	45,9	44,2	65,1	155,2	109,3
2000	34	147,3	74,6	255,9	221,9
2001	35,8	63,9	76,3	176	140,2
2002	33	64,6	80,4	178	145
2003	52,2	22,1	45,3	119,6	67,4
2004	71,9	57,3	160,7	289,9	218
2005	61,4	32,5	88	181,9	120,5
2006	86,7	11,6	19,6	117,9	31,2
2007	82,7	57,9	108,8	249,4	166,7
2008	15,9	99,9	121	236,8	220,9
2009	48,6	22,4	94,3	165,3	116,7
2010	31,6	49,9	85,7	167,2	135,6
2011	52,3	103,5	105,5	261,3	209
2012	68,9	52,2	106,4	227,5	158,6
2013	27,9	107,7	76,1	211,7	183,8
2014	40,2	38,3	132,9	211,4	171,2
2015	71,7	124	64,6	260,3	188,6
2016	22,8	59,4	101,1	183,3	160,5
2017	34,1	25,8	56,3	116,2	82,1
2018	12,8	49,7	24,7	87,2	74,4
			medeltal	183,924138	
			0,7*medeltal	128,746897	
			utbetalningsår	5	

LAPPLAND

ÅR	KITTILÄ alakylä MM REGN				
	MAJ	JUNI	JULI	maj-juli	juni-juli
1990	6,1	72,2	68,7	147	140,9
1991	33,5	68,5	46,4	148,4	114,9
1992	19,6	63,4	117,7	200,7	181,1
1993	47	83,3	70,3	200,6	153,6
1994	20	24,4	23,7	68,1	48,1

1995	46	47,5	49,1	142,6	96,6
1996	32,3	55,6	51,3	139,2	106,9
1997	25	17,6	24,4	67	42
1998	47,7	99,4	102,6	249,7	202
1999	10,4	67,2	78,8	156,4	146
2000	24,6	81,1	95,1	200,8	176,2
2001	36,6	69,8	101,1	207,5	170,9
2002	18,8	99,1	88,6	206,5	187,7
2003	39,5	12,8	40,5	92,8	53,3
2004	28,4	43,7	81,5	153,6	125,2
2005	71,9	49,9	84,8	206,6	134,7
2006	41,8	26,1	30,3	98,2	56,4
2007	44	30,4	77,3	151,7	107,7
2008	29,4	89,5	65,6	184,5	155,1
2009	70,2	37,7	18,6	126,5	56,3
2010	57,7	78	128,8	264,5	206,8
2011	71,8	68,7	42,9	183,4	111,6
2012	37,3	62,3	69,6	169,2	131,9
2013	11,6	111,1	36,4	159,1	147,5
2014	40,6	33	50,4	124	83,4
2015	95,9	50,4	68,1	214,4	118,5
2016	28,1	101,2	152,4	281,7	253,6
2017	7,8	79,2	110,7	197,7	189,9
2018	7,6	35,8	91,3	134,7	127,1
		Medeltal mm maj-juli		168,17586 2	
		0,7 * medeltalet		117,72310 3	
		utbetalningsår	4		

EGENTLIGA FINLAND

ÅR	ÅBO flygstation MM REGN				
	MAJ	JUNI	JULI	maj-juli	juni-juli
1990	27,2	24,7	112,1	164	136,8
1991	39,6	85,5	32,5	157,6	118
1992	16,1	14,6	56,6	87,3	71,2
1993	4,5	82,7	84,7	171,9	167,4
1994	23,1	83,7	0,9	107,7	84,6
1995	87,8	78,7	36,5	203	115,2
1996	79,1	59,1	103,4	241,6	162,5

1997	17,3	56,7	132,3	206,3	189
1998	27,4	92,6	72,1	192,1	164,7
1999	5,5	17,7	18,7	41,9	36,4
2000	21,3	35,5	104,1	160,9	139,6
2001	20,9	35,1	130,8	186,8	165,9
2002	16,2	102,4	129,9	248,5	232,3
2003	87,4	38,6	26,9	152,9	65,5
2004	36,5	76,5	129,3	242,3	205,8
2005	35,1	37,9	143,7	216,7	181,6
2006	40,8	43,9	46,5	131,2	90,4
2007	67	51,4	116,6	235	168
2008	4,2	108,5	28,7	141,4	137,2
2009	24,2	58,4	62	144,6	120,4
2010	40,8	54,5	11,8	107,1	66,3
2011	44,9	84,9	118	247,8	202,9
2012	34,8	69,7	111,3	215,8	181
2013	15	51,7	57,1	123,8	108,8
2014	36	65,8	36,5	138,3	102,3
2015	57,6	84,4	99,7	241,7	184,1
2016	39,8	48,5	45,9	134,2	94,4
2017	17,7	55,2	23,6	96,5	78,8
2018	17,6	19,1	60,8	97,5	79,9
		Medeltal mm maj-juli		166,77241 4	
		0,7 * medeltalet		116,74069	
		utbetalningsår	6		

TAVASTLAND

ÅR	HÄMEENLINNA LAMMIM PAP. M M REGN				
	MAJ	JUNI	JULI	maj-juli	juni- juli
1990	43,9	40,3	52,4	136,6	92,7
1991	39	74,1	67,3	180,4	141,4
1992	10,5	39,3	65,9	115,7	105,2
1993	4	63,6	108,6	176,2	172,2
1994	39,2	55,6	4,3	99,1	59,9
1995	98,3	24,3	57	179,6	81,3
1996	67,8	34,9	150,9	253,6	185,8
1997	9,7	64,8	92,6	167,1	157,4
1998	61,8	86,2	133	281	219,2

1999	26,5	12,9	42	81,4	54,9
2000	25,2	52,2	145,1	222,5	197,3
2001	34,5	106,3	95,3	236,1	201,6
2002	45,9	82,7	88,2	216,8	170,9
2003	81,1	32,3	74,6	188	106,9
2004	58,7	125,5	203,4	387,6	328,9
2005	49,4	65,8	37,5	152,7	103,3
2006	35,5	35,6	38,9	110	74,5
2007	46,3	60,7	94,7	201,7	155,4
2008	17,1	95,2	53,8	166,1	149
2009	31,7	45,6	157,1	234,4	202,7
2010	78	47,4	25,3	150,7	72,7
2011	29,1	66,4	69,1	164,6	135,5
2012	34,3	100,1	69,4	203,8	169,5
2013	28,5	106,2	56,7	191,4	162,9
2014	78	84,9	64,6	227,5	149,5
2015	38,2	74,4	62,9	175,5	137,3
2016	30,4	75,2	65	170,6	140,2
2017	11,5	63,6	40	115,1	103,6
2018	16,6	52	30,1	98,7	82,1
		Medeltal mm maj-juli		182,2241 38	
		0,7 * medeltalet		127,5568 97	
		utbetalnings år	6		

BIRKALAND

ÅR	TAMPERE PIRKKALA LENTOAS. M M REGN				
	MAJ	JUNI	JULI	maj-juli	juni- juli
1990	37,5	31,1	82,3	150,9	113,4
1991	32	68,8	28,6	129,4	97,4
1992	17,7	24,5	68,2	110,4	92,7
1993	4,1	36,4	85,5	126	121,9
1994	48,6	52,4	2,7	103,7	55,1
1995	93,7	77,3	34	205	111,3
1996	50,1	44,1	105	199,2	149,1
1997	10,7	104,8	91,1	206,6	195,9
1998	49,1	84,9	103,7	188,6	188,6

1999	8,8	54	23,8	86,6	77,8
2000	34,3	39	120,1	193,4	159,1
2001	32,6	61,1	80,2	173,9	141,3
2002	59	111,7	75,1	245,8	186,8
2003	92,4	52,4	35,4	180,2	87,8
2004	55,5	118,2	131,5	305,2	249,7
2005	35	73,1	61,5	108,1	73,1
2006	36,2	20,9	30,3	87,4	51,2
2007	23,3	68,8	92,9	185	161,7
2008	10,6	106,5	47,6	164,7	154,1
2009	23,7	50,2	123,7	197,6	173,9
2010	51,9	57,6	39,1	148,6	96,7
2011	38,6	45,6	57,4	141,6	103
2012	47,6	63,9	121,6	233,1	185,5
2013	12,1	64,2	100,8	177,1	165
2014	44,1	83,6	40,5	168,2	124,1
2015	37,6	71,5	114,3	223,4	185,8
2016	27,5	72,3	76,1	175,9	148,4
2017	12	137,4	55,8	205,2	193,2
2018	21,7	54,9	61,3	137,9	116,2
		Medeltal mm maj-juli		170,9896 55	
		0,7 * medeltalet		119,6927 59	
		utbetalnings år	3		

SATAKUNDA

ÅR	PORI LENTOAS. MM RE GN				
	MAJ	JUNI	JULI	maj-juli	juni-juli
1990	23,3	20,1	73,3	116,7	93,4
1991	53,3	105	19,1	177,4	124,1
1992	5,5	40	92,7	138,2	132,7
1993	6,9	48,9	119,4	175,2	168,3
1994	22,4	65,1	1,1	88,6	66,2
1995	67,8	140,1	44,7	252,6	184,8
1996	50,1	45	72,4	167,5	117,4
1997	16,1	48,8	45,4	110,3	94,2
1998	46,7	98,3	98,5	196,8	196,8
1999	16,8	45,9	43,1	105,8	89

2000	34,7	66,9	110,8	212,4	177,7
2001	26,4	17,7	31	75,1	48,7
2002	35,5	89,8	127,4	252,7	217,2
2003	83,4	49,8	52,2	185,4	102
2004	28,1	51,7	102	181,8	153,7
2005	30,7	44,2	77,4	74,9	
2006	68,2	21,4	11	100,6	32,4
2007	44,5	32,3	120,7	197,5	153
2008	9,7	52	46,3	108	98,3
2009	41,9	56,8	64,5	163,2	121,3
2010	68	29,3	31,2	128,5	60,5
2011	48,1	69,5	116,4	234	185,9
2012	43,9	65,8	61,1	170,8	126,9
2013	52,4	88,4	18,1	158,9	106,5
2014	33,7	55,6	45,6	134,9	101,2
2015	50,7	76,7	115,1	242,5	191,8
2016	36,1	68	51	155,1	119
2017	23,1	45,8	46,4	115,3	92,2
2018	13,7	50,9	15,6	80,2	66,5
		Medeltal mm maj-juli		155,20344 8	
		0,7 * medeltalet		108,64241 4	
		utbetalningsår	5		

SÖDRA SAVOLAX

ÅR	SAVONLINNA PUNK.L. MM R EGN				
	MAJ	JUNI	JULI	maj-juli	juni-juli
1990	29,5	30,3	93,9	153,7	124,2
1991	45,4	94,7	45,6	185,7	140,3
1992	16,5	17,3	46,2	80	63,5
1993	17,7	72,9	70,7	161,3	143,6
1994	26,8	28,7	23,6	79,1	52,3
1995	56,8	44,7	36,2	137,7	80,9
1996	71,6	60	88,3	219,9	148,3
1997	25,1	44,6	26,2	95,9	70,8
1998	33,3	69,5	156,7	259,5	226,2
1999	22,7	81,3	41,5	145,5	122,8
2000	34,8	73,9	62,2	170,9	136,1
2001	24	43,2	51,6	118,8	94,8

2002	46	50,3	79,2	175,5	129,5
2003	57,6	47,8	48,7	154,1	96,5
2004	41	51,5	160,1	252,6	211,6
2005	92,8	51,5	49,8	194,1	
2006	24,6	46,9	23,9	95,4	70,8
2007	91,4	50,2	88,5	230,1	138,7
2008	6,1	78,1	63,3	147,5	141,4
2009	12,1	95,7	83,9	191,7	179,6
2010	61,4	58,7	28	148,1	86,7
2011	46,6	78,2	33,6	158,4	111,8
2012	33,8	80,8	134,9	249,5	215,7
2013	34,7	64,1	50,5	149,3	114,6
2014	108,3	67	39,4	214,7	106,4
2015	36,7	86,9	81,3	204,9	168,2
2016	29,1	54	124,8	207,9	178,8
2017	17,4	72,2	33,2	122,8	105,4
2018	10,4	32,2	85,5	128,1	117,7
		Medeltal mm maj-juli		166,6448 28	
		0,7 * medeltalet		116,6513 79	
		utbetalningsår	4		

NORRA KARELEN

ÅR	JOENSUU MM REG N				
	MAJ	JUNI	JULI	maj-juli	juni-juli
1990	11	46,8	86,9	144,7	133,7
1991	40,8	132,3	62,1	235,2	194,4
1992	26,6	32,4	64,5	123,5	96,9
1993	20,5	56	93,2	169,7	149,2
1994	35,1	54,7	55,6	145,4	110,3
1995	63,8	50,8	48,9	163,5	99,7
1996	86,9	88,6	77,2	252,7	165,8
1997	22,8	55,3	48,9	127	104,2
1998	52,8	101,2	145,6	299,6	246,8
1999	30,8	74,4	55,2	160,4	129,6
2000	39,6	109,3	69,3	218,2	178,6
2001	45,8	49,7	63,2	158,7	112,9
2002	67	95,7	107	269,7	202,7

2003	78,8	47,1	51,2	177,1	98,3
2004	71,2	97,7	121,8	290,7	219,5
2005	84,9	31,7	65,4	182	
2006	53,3	55,8	21,3	130,4	77,1
2007	101,8	62,4	91	255,2	153,4
2008	16,1	74	52	142,1	126
2009	10,9	108,7	102,2	221,8	210,9
2010	52,7	56,6	33,5	142,8	90,1
2011	36,3	81,6	25,8	143,7	107,4
2012	43,8	135,9	88,6	268,3	224,5
2013	55,2	57,5	54,5	167,2	112
2014	115,9	26,6	64,9	207,4	91,5
2015	42,2	57,2	79,1	178,5	136,3
2016	24,5	64,1	112,4	201	176,5
2017	28,9	47,6	54,8	131,3	102,4
2018	24,3	48,3	57,7	130,3	106
		Medeltal mm maj-juli		187,52069	
		0,7 * medeltalet		131,26448 3	
		utbetalningsår	4		

NORRA SAVOLAX

ÅR	KUOPIO SIILIJ.LENTOAS.MM R EGN				
	MAJ	JUNI	JULI	maj-juli	juni-juli
1990	11,3	32	53	96,3	85
1991	46,9	128,3	91,5	266,7	219,8
1992	14,8	14	66,4	95,2	80,4
1993	29,3	109,6	111,8	250,7	221,4
1994	28,5	74	126,7	229,2	200,7
1995	64,3	61	45,4	170,7	106,4
1996	91,4	36,7	142,8	270,9	179,5
1997	25,7	32,5	48,5	106,7	81
1998	56,7	120,4	158,5	335,6	278,9
1999	40	46,2	57,2	143,4	103,4
2000	24,4	129,3	63,3	217	192,6
2001	40,5	56,6	83,4	180,5	140
2002	27,7	110,9	88,4	227	199,3
2003	96,4	57,6	86,2	240,2	143,8
2004	62,8	55,1	134,5	252,4	189,6

2005	85	56,6	125,2	266,8	181,8
2006	45,6	40,5	34,9	121	75,4
2007	66,8	54,6	113,3	234,7	167,9
2008	20,8	116,2	116	253	232,2
2009	33,8	48,3	55,8	137,9	104,1
2010	54,6	63,3	21	138,9	84,3
2011	45,5	42	110	197,5	152
2012	57,6	89,1	107	253,7	196,1
2013	23,9	59,2	122,4	205,5	122,4
2014	121,5	43,7	62,5	227,7	106,2
2015	62,6	105,3	105,6	273,5	210,9
2016	16,9	86,1	110,2	213,2	196,3
2017	26	39,6	80,3	145,9	119,9
2018	25,9	108,2	40,1	174,2	148,3
		Medeltal mm maj-juli		204,3448 28	
		0,7 * medeltalet		143,0413 79	
		utbetalningså r	4		

SÖDRA ÖSTERBOTTEN

ÅR	SEINÄJOKI YLISTARO MM REG N			
	MAJ	JUNI	JULI	maj-juli
1990	24,9	30,9	58,6	114,4
1991	36,4	88,7	28,4	153,5
1992	9	12,4	73,8	95,2
1993	16,7	68,5	67,1	152,3
1994	7,8	55,2	26,1	89,1
1995	40,9	55,9	42,7	139,5
1996	41,9	41,4	88,7	172
1997	19,6	24	43,4	87
1998	46,5	90	133,2	269,7
1999	11,6	29,1	34,8	75,5
2000	36,7	36,8	77,9	151,4
2001	82,5	66,6	67,1	216,2
2002	39,1	57,6	53,4	150,1
2003	58,9	79,9	53,2	192
2004	62,3	50,2	70,7	183,2
2005	37,5	44,4	132,2	214,1

2006	78,2	24,4	17,2	119,8
2007	82,2	52	117	251,2
2008	5,8	67,5	210,5	283,8
2009	64,8	17,7	75,6	158,1
2010	73,8	41,5	75,4	190,7
2011	34,3	71,3	115,6	221,2
2012	61,3	65,5	61,6	188,4
2013	17,7	86,1	37,9	141,7
2014	40,9	19,8	115,5	176,2
2015	87,3	68,2	113	268,5
2016	20,7	89,7	60,4	170,8
2017	27,2	70,2	42,6	140
2018	12,3	62,6	31,3	106,2
		Medeltal mm maj-juli		167,993103
		0,7 * medeltalet		117,595172
		utbetalningsår	6	

ÖSTERBOTTEN

ÅR	VASA MM REGN			
	MAJ	JUNI	JULI	maj-juli
1990	23,8	47,9	123,6	195,3
1991	77	70,2	28,1	175,3
1992	8,7	31	71,2	110,9
1993	29,5	66,7	109,8	206
1994	3	71,7	6,3	81
1995	36,4	47,3	31,2	114,9
1996	39,3	53	84,2	176,5
1997	11,6	22	100	133,6
1998	38,7	97,8	106,2	242,7
1999	12,1	36,5	40,9	89,5
2000	41,2	43,1	92,9	177,2
2001	73,4	80,5	94,4	248,3
2002	26,6	69,2	105,7	201,5
2003	48,7	38,4	78,3	165,4
2004	62,8	66,1	83,5	212,4
2005	25,7	44,1	76,4	146,2
2006	54,5	13,5	32,5	100,5
2007	58,5	52,9	86	197,4
2008	4,3	36,3	102,7	143,3

2009	40,6	23,6	80,1	144,3
2010	45,8	60,7	19,1	125,6
2011	27	73,5	43,7	144,2
2012	63,2	37,7	57,7	158,6
2013	16,2	103	32,4	151,6
2014	35,7	15,1	53,5	104,3
2015	105,1	76,6	102,4	284,1
2016	33,8	94	50,8	178,6
2017	15,4	67,3	73,2	155,9
2018	11,6	60,1	156,9	228,6
		Medeltal mm maj-juli		165,3
		0,7 * medeltalet		115,71
		utbetalningsår	6	

KAJANALAND

ÅR	KAJAANI PALTANIEMI MM REG N			
	MAJ	JUNI	JULI	maj-juli
1990	4,6	33,7	69,2	107,5
1991	61,7	117,6	51,9	231,2
1992	15,7	20,8	87,1	123,6
1993	20,1	82	105,8	207,9
1994	21	72,6	31,1	124,7
1995	49,7	49,1	45,3	144,1
1996	44,9	99,7	93,6	238,2
1997	36,4	50,1	68,9	155,4
1998	53,2	53,9	66,8	173,9
1999	46,9	28	75	149,9
2000	25,4	90,1	47	162,5
2001	52,5	48,4	68,9	169,8
2002	63,3	58,6	95,1	217
2003	82,1	29,5	69,5	181,1
2004	90,7	45,9	159,7	296,3
2005	94,7	44,2	69,5	208,4
2006	76,2	22,5	16,9	115,6
2007	72,4	58,3	170,3	301
2008	17,8	55,9	78,5	152,2
2009	54,4	43,6	78,7	176,7
2010	53,3	79,6	89,7	222,6

2011	40,9	86	133,7	260,6
2012	73,3	111,3	111,8	296,4
2013	47,2	53,2	84,5	184,9
2014	75	46,2	58,1	179,3
2015	56	117,3	89,8	263,1
2016	40,5	115,7	123,5	279,7
2017	45,2	23,9	50,2	119,3
2018	17,6	76,7	42,1	136,4
		Medeltal mm maj-juli		192,38965 5
		0,7 * medeltalet		134,67275 9
		utbetalningsår	5	

NYLAND

ÅR	LOJO PORLA MM NEDERBÖRDSUMMA			
	MAJ	JUNI	JULI	maj-juli
1990	40,2	24,1	123,6	187,9
1991	40,6	69	72,1	181,7
1992	13,4	16,4	30,7	60,5
1993	1,3	51,9	81,7	134,9
1994	40,2	65,6	1,6	107,4
1995	80,8	71	0	151,8
1996	66,2	55,3	133	254,5
1997	26,8	85,3	55,5	167,6
1998	41,5	119,8	148,2	309,5
1999	5,6	34,8	34	74,4
2000	42,1	73,3	154,5	269,9
2001	16,5	44,5	53,1	114,1
2002	36,5	88,7	45,6	170,8
2003	70,7	54,2	45,1	170
2004	59,1	110	182,2	351,3
2005	59,9	57,2	47,3	164,4
2006	32,6	17,9	4,1	54,6
2007	60,9	30,3	126,8	218
2008	9,3	66,2	24	99,5
2009	26,9	77,9	72	176,8
2010	78,2	42,8	35	156
2011	34,9	56	72,7	163,6
2012	44,6	105,8	57,3	207,7
2013	22,6	49,3	26,9	98,8
2014	40,9	70	41,9	152,8

2015	47,9	93,3	90,4	231,6
2016	19,8	66,9	102,4	189,1
2017	12,9	68,3	27,4	108,6
2018	12,5	30,6	64,3	107,4

Medeltal mm maj-juli 166,731034
0,7 * medeltalet 116,711724
utbetalningsår 7